

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

FIDUCIES DE REVENU, FISCALITÉ ET MÉDIAS :  
UNE ANALYSE DE CAS EN ÉCONOMÉTRIE FINANCIÈRE

MÉMOIRE  
PRÉSENTÉ  
COMME EXIGENCE PARTIELLE  
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR  
ÉRIC MORIN

NOVEMBRE 2008

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL  
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

## REMERCEMENTS

À ma **grand-mère**, feu Irène Mc Lean, pour la force.

À **Catherine**, que j'aime plus que tout. Nous serons de beaux petits vieux.

Salutations spéciales à **Mariane** et à **Luc** pour le précieux support moral qu'ils m'ont apporté.

## TABLE DES MATIÈRES

INTRODUCTION	I
CHAPITRE I	
FIDUCIE DE REVENU ET HYPOTHÈSES DE RECHERCHE	4
1.1 Qu'est-ce qu'une fiducie de revenu ?	4
1.2 Caractéristiques des entreprises détenues par les fiducies de revenu	8
1.3 L'effet fiducie : une apparence trompeuse d'anomalie de marché	9
1.4 Autres aspects concernant l'effet fiducie	15
1.4.1 Sensibilité de l'effet fiducie	15
1.4.2 Nouveau crédit d'impôt pour dividendes et effet fiducie plus élevé en 2006	16
1.5 Conséquences sur les revenus des gouvernements	18
1.6 Médiatisation des fiducies de revenu	21
1.6.1 Croissance de la médiatisation des fiducies de revenu	21
1.6.2 Médiatisation défavorable des fiducies de revenu	22
1.7 Hypothèses de recherche et méthodologie	24
1.7.1 Est-ce que l'effet fiducie a été observé ?	25
1.7.2 La médiatisation des fiducies a-t-elle affectée le rendement de ces dernières ?	27
1.7.3 Aspects qualitatifs à considérer pour l'analyse de l'effet fiducie	28
CHAPITRE 2	
MÉTHODES D'ESTIMATION DES MODÈLES FINANCIERS	36
2.1 CAPM de Black	38
2.2 Modèle APT ( <i>Arbitrage Pricing Theory</i> )	42
CHAPITRE 3	
REVUE DE LA LITTÉRATURE	46
3.1 Fiducies de revenu : un sujet peu documenté	46
3.2 Littérature concernant le CAPM	46
3.3 Littérature concernant le modèle à trois facteurs	51
3.4 Littérature de l'APT	53

## CHAPITRE 4

LES RENDEMENTS ET IDENTIFICATION DES FACTEURS	56
4.1 Les rendements	56
4.2 Sélection des variables binaires captant certains effets individuels	59
4.3 Effets médiatiques : identification des variables dichotomiques	61
4.4 Les variables indépendantes de nos modèles	62
4.4.1 Identification du portefeuille de marché du CAPM	62
4.4.2 Estimation des composantes principales	63
4.4.3 Identification des facteurs macroéconomiques et financiers	65

## CHAPITRE 5

RÉSULTATS DES ESTIMATIONS	68
5.1 Résultats des estimations transversales	68
5.1.1 Résultats des régressions avec la méthode de Fama et Macbeth	79
5.1.2 Régressions transversales du rendement moyen	70
5.2 Estimations longitudinales	78
5.2.1 Résultats des estimations longitudinales	81

## CHAPITRE 6

DISCUSSION SUR L'EFFET FIDUCIE	87
6.1 L'effet fiducie	87
6.2 Impact de la forte médiatisation des fiducies de revenu	91

CONCLUSION	94
------------	----

APPENDICE A	
VARIABLES MÉDIATIKES DÉFAVORABLES	97
APPENDICE B	
FORTE MÉDIATISATION DES FIDUCIES DE REVENU	98
APPENDICE C	
CORRÉLATIONS ENTRE DIFFÉRENTES SÉRIES MACROÉCONOMIQUES ET LES COMPOSANTES PRINCIPALES	99
APPENDICE D	
INFORMATION RELATIVE AUX SÉRIES MACROÉCONOMIQUES ET FINANCIÈRES RETENUES POUR LE MFM	100
APPENDICE E	
ESTIMATIONS AVEC LA MÉTHODE DE FAMA ET MACBETH	101
APPENDICE F	
ESTIMATIONS TRANSVERSALES DU RENDEMENT MOYEN SANS VARIABLE BINAIRE (AUTRE QUE LES EFFETS TAILLE ET FIDUCIE)	103
APPENDICE G	
LISTE DES SOCIÉTÉS PAR ACTIONS	105
APPENDICE H	
LISTE DES FIDUCIES DE REVENU	110

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 : Illustration de l'avantage fiscal d'une fiducie de revenu	6
Tableau 2 : Traitement de l'impôt des particuliers	7
Tableau 3 : Sensibilité de l'effet fiducie par rapport au taux d'imposition	16
Tableau 4 : Effet fiducie en 2006 et sensibilité de l'effet fiducie par rapport au taux d'imposition	17
Tableau 5 : Effet fiducie et effet fiducie dans le cadre d'un régime à imposition différé	33
Tableau 6 : Effet fiducie dans un régime à imposition différé avec arbitrage corrigé	34
Tableau 7 : Classification des titres par catégories	57
Tableau 8 : Rendements moyens	58
Tableau 9 : Fréquence des variables dichotomiques médiatiques par sous-période	62
Tableau 10 : Caractéristiques des composantes principales	65
Tableau 11 : Estimations de l'effet fiducie – Méthode de Fama et Macbeth	69
Tableau 12 : Estimations de l'effet fiducie – Régressions du rendement moyen	71
Tableau 13 : Estimation transversale du CAPM	73
Tableau 14 : Estimation transversale du modèle à composantes principales	74

Tableau 15 : Estimation transversale du modèle à facteurs macroéconomiques	76
Tableau 16 : Estimations du CAPM – Régressions en panel	82
Tableau 17 : Estimations du MCP – Régressions en panel	83
Tableau 18 : Estimations du MFM – Régressions en panel	84
Tableau 19 : Estimation de l'effet fiduciaire compensé des effets médiatiques (résultats des panels 5)	88



## LISTE DES GRAPHIQUES

Graphique 1 : Médiatisation des fiducies de revenu	21
Graphique 2 : Médiatisation défavorable des fiducies de revenu	23

## RÉSUMÉ

Le présent mémoire est une analyse économétrique du rendement boursier des fiducies de revenu. Les fiducies de revenu ont constitué jusqu'à 15% des entités inscrites à la Bourse de Toronto et ont été un placement populaire jusqu'en 2006. Étant donné que les détenteurs de parts des fiducies n'étaient pas admissibles au crédit d'impôt pour dividendes et que le rendement boursier est un rendement avant l'impôt des particuliers alors il s'en suit que le rendement boursier des fiducies devait être, à risque égal, systématiquement plus élevé que celui des sociétés par actions afin de compenser pour l'absence de crédit d'impôt. Cette compensation se nomme « effet fiducie » et nous cherchons à estimer sa présence dans le rendement des fiducies à l'aide de modèles économétriques d'évaluation d'actifs financiers. En raison de certaines caractéristiques fiscales, la valeur théorique de l'effet fiducie est inconnue mais strictement positive. Par ailleurs, puisque la médiatisation des fiducies a été importante, nous avons ajouté à nos modèles des variables dichotomiques captant l'impact de certaines caractéristiques médiatiques dans le temps.

Trois modèles ont été estimés et deux de ceux-ci ont pour facteurs explicatifs des variables financières et économiques. Le dernier a comme facteurs des composantes principales. Lorsque les variables médiatiques sont ajoutées à ces modèles, l'effet fiducie est significatif dans les trois cas. L'effet fiducie est toutefois plus élevé et davantage significatif avec le modèle à composantes principales. Toutefois, lorsque les variables médiatiques sont omises, l'effet fiducie est significatif uniquement avec le modèle à composantes principales.

## LEXIQUE

**Fiducie de revenu (publique):** Une fiducie de revenu est une entité qui détient une ou des société(s) active(s) dans le but de maximiser les distributions en revenu vers ses détenteurs de parts, d'où le terme « fiducie de revenu ». Une fiducie se finance via l'émission de parts à la bourse. Fiscalement, la fiducie de revenu peut déduire de ses profits le versement des distributions à ses détenteurs de parts. Ainsi, la charge de l'impôt des entreprises payée par la fiducie peut être très faible ou nulle si la fiducie distribue une forte proportion ou l'intégralité de ses profits.

**Société par actions (publique):** Société dont les capitaux propres ont été financés par l'émission d'actions sur un marché boursier. La société par actions ne peut déduire fiscalement le versement de dividendes de ses profits, contrairement aux fiducies de revenu.

**Distributions :** Pour une fiducie de revenu, la distribution de ses profits à ses détenteurs de parts se fait par le versement de « distribution ». Au niveau de l'impôt des particuliers, les distributions reçues ne sont pas admissibles à un crédit d'impôt pour dividendes.

**Dividendes :** Pour une société par actions, la distribution de ses profits à ses actionnaires se fait par le versement de dividendes. Au niveau de l'impôt des particuliers, les dividendes reçus sont admissibles à un crédit d'impôt pour dividendes, ce qui réduit la charge d'impôt liée aux dividendes reçus.

**Rendement après impôt (impôt des particuliers) :** Il s'agit du rendement boursier net de la charge d'impôt des particuliers.

**Rendement boursier :** Il s'agit de la variation en pourcentage du capital d'un titre par rapport à la période précédente additionné de son rendement en dividende ou en distribution.

**Effet fiducie :** Toutes choses étant égales par ailleurs, il s'agit du pourcentage pour lequel le rendement boursier d'une part devrait être supérieur à celui d'une action. Cet écart de rendement est une compensation pour le fait que les détenteurs de parts ne sont pas admissibles au crédit d'impôt pour dividendes. L'estimation d'un effet fiducie positif est une condition nécessaire mais non suffisante pour que les rendements boursiers des fiducies de revenu respectent la loi du rendement unique.

**Loi du rendement unique (loi du prix unique) :** Postulat selon lequel les rendements des titres devraient être identiques pour un niveau de risque donné. Le non-respect de ce postulat impliquerait une mauvaise évaluation des actifs financiers par les agents économiques et également la présence de possibilités d'arbitrage, soit la présence de rendement excédentaire sans risque excédentaire (« *Free Lunch* »).

## INTRODUCTION

Les fiducies de revenu, entités dont les parts sont transigées à la Bourse de Toronto, ont connu une importante progression en nombre et en capitalisation entre 2001 et 2006, période à laquelle elles ont bénéficié d'importants avantages fiscaux. Une fiducie de revenu détient une ou des société(s) active(s) et a eu pour avantage – avant octobre 2006 - de payer que très peu ou pas d'impôt sur ses profits, pour autant que ces derniers étaient distribués en forte proportion ou en totalité aux détenteurs de parts. Le traitement fiscal des fiducies de revenu était ainsi différent de celui des sociétés par actions et engendrait davantage de revenu après impôt pour le particulier.

À l'aide de modèles d'évaluation d'actifs financiers, nous analyserons les rendements boursiers des fiducies de revenu et chercherons à identifier si ces derniers ont été anormaux. En fait, à risque égal, selon le principe d'absence de possibilité d'arbitrage, le rendement après impôt d'une part dans une fiducie de revenu devrait être le même que celui d'une action. Puisque les revenus provenant des distributions des fiducies n'étaient pas admissibles au crédit d'impôt pour dividendes, nous verrons que le rendement boursier des fiducies (un rendement avant impôt des particuliers) devrait être supérieur à celui des sociétés par actions, à risque égal. Cet écart, exprimé en pourcentage, est « l'effet fiducie » et c'est ce dernier que nous voulons estimer. Notre première et principale hypothèse de recherche consiste donc à vérifier si l'effet fiducie a été empiriquement observé.

L'effet fiducie est une compensation du rendement des fiducies pour l'absence de crédit d'impôt pour les distributions. L'ajout à la littérature économique et financière canadiennes de l'effet fiducie est important puisque celui-ci, sans une connaissance de l'impact sur le rendement boursier des caractéristiques fiscales des fiducies, s'apparente à tort une anomalie de marché. En fait, l'effet fiducie pourrait éventuellement diminuer le

pouvoir explicatif ou même biaiser les résultats d'éventuelles analyses des rendements boursiers canadiens qui incluraient des fiducies de revenu. L'ajout de l'effet fiducie à la littérature est d'autant plus important que les fiducies de revenu ont constitué jusqu'à près de 16 % des entités inscrites à la Bourse de Toronto entre 2001 et 2006.

Afin d'évaluer l'effet fiducie, nous estimerons trois modèles d'évaluation d'actifs financiers. Ces modèles sont présentés au chapitre 2. Ces derniers sont le CAPM de Black, un modèle APT à composantes principales et un modèle APT à facteurs macroéconomiques. L'estimation de trois modèles nous permettra d'évaluer si l'effet fiducie est sensible au modèle utilisé et au pouvoir explicatif des modèles.

Par ailleurs, avec une approche longitudinale, il nous sera possible d'intégrer à ces modèles des variables médiatiques. L'ajout de telles variables est essentiel puisque les fiducies de revenu ont été fortement médiatisées en raison de leurs avantages fiscaux importants, de leur croissance en nombre, de la stabilité de leurs distributions et en raison du fait que leur statut fiscal engendrait d'importants manques à gagner en revenu pour le gouvernement. Ainsi, notre seconde hypothèse de recherche consiste à vérifier si la médiatisation<sup>1</sup> des fiducies de revenu a affecté significativement le rendement de ces dernières. Plus précisément, nous cherchons à identifier si la forte médiatisation des fiducies ainsi que la médiatisation défavorable des ces dernières ont affecté significativement leur rendement boursier. À cet effet, des variables dichotomiques sont ajoutées pour les mois dont la médiatisation fût importante et, deuxièmement, pour les mois où la médiatisation fût défavorable pour les fiducies.

Avant de procéder à ces estimations, nous expliquerons tout d'abord le fonctionnement des fiducies de revenu, l'effet fiducie et l'évolution de la médiatisation de ce type d'entité (chapitre 1). Les hypothèses de recherche seront également présentées au chapitre 1. Ensuite, nous présenterons la procédure d'estimation des modèles utilisés (chapitre 2) ainsi qu'une brève revue de la littérature sur les fiducies (chapitre 3). Également, nous identifierons les différentes variables explicatives retenues pour chacun de nos trois

---

<sup>1</sup> Le concept de médiatisation des fiducies est détaillé à la section 1.6 ainsi qu'à la section 4.3.

modèles (chapitre 4). Enfin, après avoir présenté les résultats de nos estimations (chapitre 5), nous discuterons des résultats des estimations de l'effet fiducie (chapitre 6).

## CHAPITRE 1

### FIDUCIE DE REVENU ET HYPOTHÈSES DE RECHERCHE

#### 1.1 Qu'est-ce qu'une fiducie de revenu ?

Tel que mentionné, pour la période analysée, le statut fiscal des fiducies de revenu a été différent de celui des sociétés par actions. En effet, avant le 31 octobre 2006, date à laquelle les avantages fiscaux des fiducies ont été considérablement réduits<sup>2</sup>, le statut fiscal des fiducies de revenu permettait à ces dernières de payer très peu ou pas d'impôt sur leurs profits.

Une fiducie de revenu, comme une société par actions, amasse initialement ses fonds via un premier appel public à l'épargne (PAPE) en y vendant des parts. Ces parts sont transigées à la Bourse de Toronto au même titre que les actions ordinaires canadiennes.

Une fiducie détient une ou des société(s) active(s) dans le but de maximiser les distributions en revenu vers les détenteurs de parts, d'où le terme « fiducie de revenu ». Les sociétés détenues par la fiducie versent leurs profits à cette dernière qui, à son tour, verse des distributions aux détenteurs de parts.

Avant octobre 2006, l'avantage, voir la principale raison d'être d'une fiducie de revenu, était de nature fiscale<sup>3</sup> puisque la fiducie ne payait pas ou peu d'impôt sur ses profits en raison de la déductibilité fiscale de ses distributions faites aux détenteurs de parts, ce

---

<sup>2</sup> Beauchamp, D., 2006. « Dur lendemain de veille », *Les Affaires*, 11 novembre, p. 5.

<sup>3</sup> CGA Canada, 2006. « Les fiducies de revenu démystifiées », p.14.

qu'une société par actions ne peut faire avec le versement des dividendes à ses actionnaires.

À l'inverse, le traitement fiscal des fiducies était désavantageux pour celles qui ne distribuaient pas ou peu de profit puisque les montants non distribués étaient soumis à un taux de taxation de beaucoup supérieur à celui des sociétés par actions<sup>4</sup>. Ainsi, la structure fiscale des fiducies de revenu était conçue de telle sorte qu'elle favorisait la distribution des profits et pénalisait la détention de ces derniers.

Au niveau de l'impôt des particuliers, les détenteurs d'actions sont admissibles à un crédit d'impôt pour dividendes alors que les détenteurs de parts de fiducie ne sont pas admissibles à un tel type de crédit d'impôt pour les distributions. Un crédit d'impôt pour dividende permet de réduire la charge d'impôt du particulier attribuable aux dividendes reçus. Plus loin, nous verrons que c'est cette absence d'admissibilité à un tel crédit d'impôt pour les distributions qui est à l'origine de « l'effet fiducie ». L'effet fiducie est nul autre qu'une compensation incluse dans le rendement boursier des fiducies pour l'absence d'admissibilité au crédit d'impôt pour dividendes.

Malgré l'absence d'un tel crédit d'impôt pour les distributions, le revenu après impôt des particuliers reçu d'une distribution était supérieur au revenu après impôt reçu d'un dividende, toutes choses étant égales par ailleurs. Cette caractéristique générale des fiducies de revenu était en vigueur avant octobre 2006 et est expliquée par CGA Canada (2006), Mintz et Aggarwal (2004), Edgar (2004) et par Finances Canada (2005). Cette caractéristique est illustrée sous forme d'exemple au tableau 1.

L'exemple figurant au tableau 1 illustre également le processus de distribution des profits de deux entités qui sont exactement les mêmes sur tous les aspects, à la différence que l'une est une fiducie de revenu (entité B) et que l'autre est une société par actions (entité A). Ce processus de distribution était en vigueur avant octobre 2006, date d'une modification législative majeure au niveau de la fiscalité des fiducies. Par souci de

---

<sup>4</sup> Ce taux était le taux marginal supérieur combiné fédéral-provincial de l'impôt des particuliers.



simplification, nous supposons que ces firmes sont ontariennes, tout comme les investisseurs qui sont tous soumis au taux marginal d'imposition le plus élevé en Ontario<sup>5</sup>. On y voit que ces deux firmes ont chacune un profit de 100 \$ et que leurs liquidités distribuables sont également de 100 \$.

**Tableau 1**  
Illustration de l'avantage fiscal d'une fiducie de revenu

	Société par actions (A)		Fiducie de revenus (B)	
<b>Revenu distribuable de l'Entité</b>	A	<b>100 \$</b>	A	<b>100 \$</b>
Moins :				
Impôts des Sociétés (Féd. Prov.)	B	36,12 \$	B	0 \$
<b>Dividende en espèces</b>	<b>C = A-B</b>	<b>63,88 \$</b>	<b>C = A-B</b>	<b>100,00 \$</b>
		↓		↓
Montant reçu par le particulier	C	63,88 \$	C	100,00 \$
Dividende majoré de 125 %	D = 1,25C	79,85 \$		-
Impôts des particulier avant crédit @46,41%	E = D * 46,41 %	37,06 \$	D = C * 46,41 %	46,41 \$
Crédit pour dividendes (26,66% X dividendes reçus)	F = 26,67% * C	17,04 \$		0 \$
Impôts des particuliers net	G = E - F	20,02 \$	D	46,41 \$
<b>Montant reçu après impôts</b>	<b>H = C - G</b>	<b>43,86 \$</b>	<b>E = C - D</b>	<b>53,59 \$</b>
Impôts total payé	I = G + B	56,14 \$	F = B + D	46,41 \$
Gain du fiduciaire		9,73 \$		
Perte de revenus de l'État		9,73 \$		

Source : Adapté de CGA Canada, 2006. « Les fiducies de revenus démystifiées », p. 91.

Le taux marginal d'imposition utilisé est celui de la tranche supérieure fédérale et provinciale en Ontario en 2005.

Le taux d'imposition de la fiducie est le taux d'imposition marginal supérieur combiné en Ontario pour le particulier, soit 46,41 %.

La situation présentée au tableau 1 est exactement la même que celle de l'investisseur canadien avec comme taux marginal la moyenne des taux d'imposition combiné au Canada et la moyenne des crédits d'impôt pour dividendes en vigueur dans les provinces.

Puisque la société par actions et la fiducie de revenu versent l'intégralité de leurs profits à leur unique propriétaire<sup>6</sup>, alors l'entité A devra payer l'impôt des sociétés au taux combiné de 36,12 % (36,12 \$) mais pas l'entité B puisque la déductibilité de ses distributions a réduit son revenu imposable à 0 \$. Le propriétaire de B va ainsi recevoir davantage de revenu que celui de A (63,88 \$ vs 100,00 \$).

Le revenu reçu par le détenteur du titre B sera imposable au taux marginal combiné correspondant à son revenu imposable. Le taux utilisé dans notre exemple est le taux marginal combiné le plus élevé en Ontario en 2005, soit 46,41 %. De son côté, l'impôt payé par le détenteur de A sera le produit du dividende (63,88 \$), d'une majoration de 25

<sup>5</sup> Par ailleurs, plus le taux d'imposition du particulier est faible, plus le revenu excédentaire du fiduciaire après impôt sera élevé au tableau 1.

<sup>6</sup> Pour les fins de l'exemple, nous supposons qu'il n'y a qu'un seul propriétaire.

% et du taux marginal (46,41 %) duquel on soustrait le produit du dividende et du crédit d'impôt combiné exprimé en pourcentage (26,67 %). Le traitement de l'impôt des particuliers, qui est déjà expliqué au tableau 1, est mis en évidence au tableau suivant :

**Tableau 2**  
Traitement de l'impôt des particuliers

Impôt du particulier attribuable au dividende du titre A :	Impôt du particulier attribuable à la distribution du titre B :
$63,88 \$ \times 1,25 \times 46,41 \%$ $- 63,88 \$ \times 26,67 \%$ $= 20,02 \$$	$100 \$ \times 46,41 \%$ $= 46,41 \$$

On constate que la charge d'impôt sur le revenu du particulier pour la distribution du titre B est plus du double de celle du titre A. Cependant, le montant net d'impôt reçu par le propriétaire de la part B sera tout de même supérieur de 22 % (9,73 \$) à celui du propriétaire de l'action A. On constate que l'avantage fiscal des fiducies au niveau corporatif était prédominant sur le désavantage de l'absence d'admissibilité au crédit d'impôt pour le détenteur de part. La contrepartie de ce gain « excédentaire » (9,73 \$) était un coût d'opportunité en revenu de taxation assumé par le gouvernement<sup>7</sup>.

Par ailleurs, si nous avons utilisé un investisseur canadien type pour notre exemple, au lieu d'un Ontarien, avec comme taux marginal d'imposition la moyenne des taux marginaux supérieurs combinés au Canada et comme taux de crédit d'impôt la moyenne des crédits d'impôt combinés au Canada, le gain excédentaire aurait été le même<sup>8</sup>.

Ainsi, avant octobre 2006, la fiducie de revenu avait un traitement fiscal différent de celui des sociétés par actions et ce traitement fiscal permettait aux détenteurs de parts de

<sup>7</sup> Afin d'alléger la lecture, le terme « gouvernement » signifie à la fois le gouvernement fédéral et les gouvernements provinciaux.

<sup>8</sup> Ministère des Finances du Canada. 2005. [http://www.fin.gc.ca/news05/data/05-082\\_1f.html](http://www.fin.gc.ca/news05/data/05-082_1f.html).

recevoir davantage de revenu après impôt. C'est à cette période antérieure à octobre 2006 que nous nous intéressons.

## 1.2 Caractéristiques des entreprises détenues par les fiducies de revenu

Les caractéristiques fiscales des fiducies étaient intéressantes pour une compagnie mature<sup>9</sup>, c'est-à-dire une compagnie dont le rendement total du propriétaire est maximisé par le versement des profits à ce dernier plutôt que par l'investissement à l'interne.

Tout profit non distribué par la fiducie était soumis à un taux d'imposition supérieur à celui des sociétés, soit le taux d'imposition marginal combiné du particulier le plus élevé. Dans notre exemple, au tableau 1, ce taux est de 46,41 %. Une fiducie était donc « fortement pénalisée »<sup>10</sup> si elle ne distribuait pas ses profits et une compagnie en phase de croissance aurait ainsi été pénalisée par la structure fiscale propre aux fiducies.

À titre d'exemple, une compagnie en croissance qui aurait utilisé la structure de fiducie aurait été pénalisée par l'utilisation de ses liquidités générées par ses opérations à des fins d'investissement puisque les profits non distribués auraient été imposés à un taux beaucoup plus élevé que celui des sociétés par actions. Rappelons que les investissements sont déduits fiscalement sur plusieurs années<sup>11</sup> (amortissement fiscal de l'investissement à taux dégressif ou linéaire) alors que les distributions étaient déductibles sur une seule année, permettant ainsi de réduire à zéro le revenu imposable.

C'est ainsi que les fiducies détenant des compagnies « matures » ayant des dettes limitées<sup>12</sup> et œuvrant dans un environnement plus ou moins compétitif<sup>13</sup>. Ces compagnies

<sup>9</sup> Beck, P. et Romano, S., 2004. *Canadian Income Funds*, p.26.

<sup>10</sup> Mintz, J. et Aggarwal, L., 2004. « Income Trust and Shareholder Taxation : Getting It Right ». Selon Mintz et Aggarwal, p.799: « ... *Taxation of undistributed taxable income is a significant penalty that can be avoided by fully distributing taxable income* ».

<sup>11</sup> En général, les investissements sont déductibles à un taux dégressif ou linéaire, ce qui implique que l'on ne peut pas réduire du profit imposable l'intégralité de l'investissement.

<sup>12</sup> Ce qui réduit les charges fixes de paiement d'intérêt, augmente les liquidités distribuables et diminue le risque de manque de liquidité.

<sup>13</sup> CGA Canada (2006), p. 14.

n'avaient pas besoin d'investir massivement dans l'amélioration de leur produit<sup>14</sup>, ce qui leur permettait de distribuer une très forte proportion de leurs flux de trésorerie. Souvent, les distributions étaient mêmes supérieures au bénéfice comptable de la société active détenue<sup>15</sup>. De leur côté, les sociétés régulières versent à leurs actionnaires des dividendes qui représentent, en moyenne, près de 40 % de leur bénéfice comptable<sup>16</sup>.

De plus, les sociétés détenues par les fiducies avaient des revenus stables par rapport aux fluctuations économiques<sup>17</sup> ce qui leur permettait de gérer plus facilement leurs liquidités et également de « lisser » leurs distributions. À cet effet, les fiducies cherchaient à offrir des distributions en espèces qui variaient le moins possible<sup>18</sup> et ce à une fréquence mensuelle, plutôt que trimestrielle comme pour les dividendes<sup>19</sup>.

En somme, le but visé par les fiducies de revenu était « la génération de distributions en espèces constantes et intéressantes pour les porteurs de parts »<sup>20</sup>. En raison de la constance et de l'ampleur des distributions, une part dans une fiducie s'apparentait, en substance, à un hybride entre une action et une obligation<sup>21</sup>.

### 1.3 L'effet fiducie : une apparence trompeuse d'anomalie de marché

Le principal attrait de l'analyse du rendement boursier des fiducies de revenu est l'analyse et l'estimation de l'effet fiducie. Tel que mentionné, en raison du traitement fiscal des fiducies de revenu au niveau de l'impôt des particuliers, leur rendement boursier devrait être, à risque égal, plus élevé que celui des sociétés par actions dans une proportion égale à l'effet fiducie. L'effet fiducie est en fait une compensation pour le fait que les détenteurs de parts ne sont pas admissibles au crédit d'impôt pour dividendes. La

---

<sup>14</sup> CGA Canada (2006), p. 14.

<sup>15</sup> *Ibid.*, p.29.

<sup>16</sup> *Ibid.*

<sup>17</sup> Beck et Romano (2004), p.26.

<sup>18</sup> CGA Canada (2006), p.43.

<sup>19</sup> Désy, C., 2006. « Oui ou non à une fiducie de revenu ? », *C.A. Magazine*, vol.139, no.9, p.32

<sup>20</sup> CGA Canada (2006), p.13.

<sup>21</sup> *Ibid.*, p.25.

méconnaissance de cette caractéristique fiscale mènerait à tort à la conclusion de la présence d'une anomalie de marché dans le rendement boursier des fiducies.

Dans cette section, nous expliquons formellement ce qu'est l'effet fiducie. Rappelons tout d'abord la loi du rendement unique : à risque égal, le rendement devrait être le même entre deux titres dont les caractéristiques, risques et avantages sont les mêmes. Ainsi, même si le traitement fiscal des fiducies de revenu était différent de celui des sociétés par actions, la loi du rendement unique implique que le rendement après impôt d'une part devait être nécessairement identique à celui d'une action, à risque égal.

Cependant, les rendements boursiers sont, bien évidemment, des rendements avant impôt des particuliers puisque les revenus provenant de distributions, de dividendes et de gains en capital, dans le cas de la vente d'un titre, sont des revenus imposables pour les particuliers.

Puisque les revenus provenant des distributions des fiducies de revenu ne sont pas admissibles au crédit d'impôt pour dividendes et que la loi du rendement unique devait s'appliquer sur le rendement après impôt, alors le rendement boursier des fiducies de revenu devait être nécessairement, toujours à risque égal, supérieur à celui des sociétés par actions pour compenser l'absence de crédit d'impôt pour les revenus de distribution.

Afin d'illustrer ce qui précède, revenons à l'exemple présenté au tableau 1. Supposons, pour les fins de l'exemple, que le nombre de propriétaire des entités A et B est maintenant de dix par entité plutôt que de un, que tous ces investisseurs ont les mêmes caractéristiques fiscales et que le versement de profit est annuel plutôt que trimestriel ou mensuel. Ainsi, le dividende reçu par personne après l'impôt des particuliers sera de 4,39 \$ ( $43,86 \$ / 10$ ) alors que ce montant sera de 5,36 \$ ( $53,59 \$ / 10$ ) pour la distribution. Cet avantage excédentaire sans « risque ajouté » amènera, selon Edgar (2004, p. 826), l'effet suivant sur le prix des fiducies :

*« In theory, this additional return should increase demand for the lower-taxed income trust, which should drive up the price of trust units until after-tax returns are equated with those on higher-taxed share investment ».*

Illustrons cet effet sur le prix de la fiducie pour notre exemple. Si, de façon exogène, le prix de l'action est de 35 \$ et que ce dernier est à un état stationnaire<sup>22</sup>, alors le rendement après impôt de l'action A sera de 12,531 % ( $4,386 \$ / 35 \$$ )<sup>23</sup>. En raison de l'absence de possibilité d'arbitrage, le taux de rendement après impôt de la part B sera le même que celui de l'action et le prix de la part sera ainsi de 42,766\$ ( $5,359 \$/X = 0,12531$ ). Selon le principe d'absence de possibilité d'arbitrage, le prix de la part est donc tel qu'il incorpore l'avantage excédentaire après impôt de la fiducie, comme le mentionne Edgar (2004). En terme de rendement, ce qui précède signifie que le rendement après impôt est donc le même entre A et B, deux titres ayant le même risque.

Puisque le rendement après impôt est le même pour les deux titres et que le montant reçu par distribution n'est pas admissible au crédit d'impôt pour dividendes alors le prix de la part B sera également tel que son rendement boursier sera supérieur à celui de l'action A. Pour notre exemple, la question suivante se pose alors : dans quelle proportion le rendement de la part B doit-il être supérieur à celui de l'action A pour que l'investisseur type soit indifférent entre les deux titres ? Cette proportion correspond à l'effet fiducie.

Afin d'identifier formellement ce qu'est l'effet fiducie, considérons tout d'abord l'expression du rendement boursier d'un titre, soit l'expression suivante :

---

<sup>22</sup> L'état stationnaire d'un prix est invraisemblable. En fait, le prix de la part de la fiducie s'étant ajusté pour tenir compte de l'avantage après impôt des distributions, les variations de prix de la fiducie et de la société par actions seront les mêmes puisque les deux firmes sont, dans notre exemple, exactement les mêmes. Elles ont donc les mêmes sensibilités face aux différents facteurs de risque systématique. La variation du capital étant la même entre les deux titres, la différence de rendement entre les deux titres sera présente au niveau du rendement de dividende et de distribution. Nous pouvons ainsi faire abstraction de la portion du rendement total qui est attribuable aux fluctuations de prix et nous concentrer le rendement des distributions et des dividendes.

<sup>23</sup> Voir équation 2, page 12.

$$R_t = \frac{D_t}{P_{t-1}} + \frac{(P_t - P_{t-1})}{P_{t-1}}, \quad (1)$$

où  $D_t$  est le dividende ou la distribution reçu(e) et  $P_t$  le prix du titre. Si les prix des titres A et B se sont ajustés à leur état stationnaire<sup>24</sup> (c'est-à-dire que le marché a intégré l'avantage fiscal de la fiducie dans le prix de la part) alors le rendement boursier est équivalent au rendement du dividende ou de la distribution. Nous pouvons ainsi reformuler l'expression précédente comme suit :

$$R_t = \frac{D_t}{P_s} + \frac{(P_s - P_s)}{P_s} = \frac{D_t}{P_s} + 0. \quad (2)$$

Cette expression nous sera utile pour l'analyse du rendement après impôt des titres A et B. L'égalité entre le rendement après impôt (A.I.) de l'action A et de la part B s'exprime de la façon suivante :

$$R_{Action}^{A.I.} = R_{Part}^{A.I.} \quad (3)$$

Puisque la différence entre le rendement avant impôt (rendement boursier) et après impôt est la soustraction de la charge d'impôt du revenu de distribution ou de dividende, nous pouvons reformuler l'égalité précédente comme suit :

$$\frac{Dividendes - \phi}{P_{action}} = \frac{Distributions - \rho}{P_{part}}, \quad (4)$$

où  $\phi$  est la charge d'impôt du particulier attribuable au revenu de dividendes et  $\rho$  est la charge d'impôts du particulier attribuable au revenu de distribution. À la lumière du traitement fiscal illustré aux tableaux 1 et 2, nous pouvons formuler l'égalité précédente de la façon suivante :

---

<sup>24</sup> Les deux firmes ayant les mêmes caractéristiques, l'écart en rendement du capital entre les deux titres est nul puisque ces deux firmes ont la même exposition aux différents facteurs de risque.

$$\frac{\text{dividendes} - \text{dividendes} \times \kappa \times \tau + \text{CIDP} \times \text{dividendes}}{P_{\text{action}}} = \frac{\text{distributions} - \text{distributions} \times \tau}{P_{\text{part}}}, \quad (5)$$

où  $\kappa$  est la majoration de 125 % du dividende<sup>25</sup> et CIDP est le crédit d'impôt combiné pour dividendes exprimé en pourcentage. Ce dernier était de 26,67 %<sup>26</sup> en Ontario avant 2006. Enfin,  $\tau$  correspond au taux marginal d'imposition de l'investisseur. Nous pouvons ainsi reformuler l'égalité précédente de la façon suivante :

$$\frac{\text{Dividendes} * [1 - 1.25\tau + 0.2667]}{P_{\text{action}}} = \frac{\text{Distributions} * [1 - \tau]}{P_{\text{part}}}. \quad (6)$$

Puisque le rapport du dividende ou de la distribution avec le prix du titre est le rendement boursier<sup>27</sup>,  $R^B$ , alors nous avons :

$$R_{\text{action}}^B * [1 - 1.25\tau + 0.2667] = R_{\text{part}}^B * [1 - \tau]. \quad (7)$$

Pour identifier l'effet fiducie, il suffit de reformuler cette égalité en pourcentage :

$$R_{\text{action}}^B / R_{\text{part}}^B - 1 = [1 - \tau] / [1 - 1.25\tau + 0.2667] - 1. \quad (8)$$

Cette égalité représente l'effet fiducie pour un Ontarien avec un niveau de taxation marginal  $\tau$ . Dans notre exemple au tableau 1,  $\tau$  correspond au taux marginal combiné supérieur en Ontario pour 2005, soit 46,41 % et l'effet fiducie pour cet investisseur est de 28,01 %.

Si l'on suppose que tous les investisseurs canadiens<sup>28</sup> sont des Ontariens avec un taux d'imposition de 46,41 % et que les marchés sont efficients alors l'effet fiducie estimé

<sup>25</sup> En Ontario et dans les autres provinces avant 2006. CGA Canada (2006), Annexe A.

<sup>26</sup> CGA Canada (2006), p.91.

<sup>27</sup> En supposant que les prix sont à leur état stationnaire (voir note 22).



devrait être de 28,01 % sur une base annuelle<sup>29</sup>. Puisque nos estimations économétriques se font à partir de données mensuelles, l'effet fiducie devrait avoisiner 2 %<sup>30</sup>.

Revenons à l'exemple entre l'action A et la part B pour illustrer concrètement l'effet fiducie. Le prix de l'action A était de 35 \$, le prix de la part B était de 42,766 \$ et le rendement après impôt pour les deux titres était identique pour notre investisseur, soit 12,53 %. Le montant reçu en distribution par le détenteur de part était de 10 \$ (100 \$ / 10) et celui reçu par l'actionnaire était de 6,388 \$ (63,88 \$ / 10). En raison de l'absence de crédit d'impôt pour dividendes, le rendement boursier de la fiducie devrait être supérieur à celui de l'action de 28,1 %.

À cet égard, le rendement boursier de la part<sup>31</sup> B est de 23,379 % (10 \$ / 42,7739 \$) et celui de l'action de 18,25 % (6,388 \$ / 35 \$), un écart de 5,15 % entre les deux rendements. Quant à l'effet fiducie, on constate que le rendement boursier de la fiducie est plus élevé de 28,1 % que celui de l'action (18,25 % \* 1,2801 = 23,399 %).

Ainsi, pour un niveau de taxation  $\tau$  donné, l'effet fiducie devrait être le même pour n'importe quelle fiducie de revenu puisque l'effet fiducie ne dépend que du paramètre  $\tau$ . Par exemple, si le risque de marché augmente de façon similaire pour les titres A et B, alors cette hausse du risque devrait engendrer un ajustement de prix à la baisse pour les deux titres. Une fois les prix ajustés à leur nouveaux prix d'équilibre, les rendements des titres A et B seront plus élevés et compenseront ainsi pour la hausse du risque. Supposons que le nouveau prix d'équilibre de l'action soit maintenant de 25 \$ et que le marché se soit ajusté rapidement à ce nouveau prix. Alors, le rendement après impôt de A sera dorénavant de 17,56 % (4,39 \$ / 25 \$) et le prix de la part B sera de 30,524 \$ (5,36 \$ / 0,1756 =  $P_B$  \$). Le rendement boursier de A sera donc de 25,56 % (6,39 \$ / 25 \$) et le

---

<sup>28</sup> Ce qui n'est pas restrictif. Rappelons que l'investisseur type canadien est soumis au même taux d'imposition que l'Ontarien.

<sup>29</sup> Rappelons que dans notre exemple, le versement de profit est sur une base annuelle, tout comme le paiement de l'impôt des particuliers.

<sup>30</sup>  $2\% \approx (28.01\%)^{1/12} - 1$ .

<sup>31</sup> Les prix sont à un état stationnaire et le prix de la part de la fiducie intègre déjà l'avantage fiscal lié au fait d'être une fiducie de revenu.

rendement boursier de la part B sera de 32,74 % (10 \$ / 30,524 \$). L'effet fiducie est donc encore de 28,1 % ( $25,56 \% * 1,281 = 32,74 \%$ ).

#### 1.4 Autres aspects concernant l'effet fiducie

##### 1.4.1 Sensibilité de l'effet fiducie par rapport au taux d'imposition du particulier ( $\tau$ )

Selon l'équation (8), l'effet fiducie est une fonction de paramètres fiscaux, soit le niveau de majoration du dividende, le crédit d'impôt combiné pour dividendes et le taux d'imposition marginal du particulier. La majoration du dividende et le crédit d'impôt pour dividendes ne varient pas avec le revenu et varient également très peu entre les provinces canadiennes<sup>32</sup>. De plus, les paramètres de majoration et de crédit d'impôt utilisés dans notre exemple ontarien sont fidèles à ce qui prévaut en moyenne au Canada<sup>33</sup>. Ainsi, la plus grande source de variation potentielle de l'effet fiducie pourrait être attribuable à la variation du paramètre  $\tau$ .

À cet égard, l'effet fiducie est peu sensible aux variations du taux d'imposition marginal combiné comme l'illustre le tableau 3 où nous avons indexé le taux marginal de 46,04 % à une valeur de référence de 100. Si le taux marginal d'imposition relatif est de 50, alors l'effet fiducie serait de 26,9 %. Pour des taux relatifs de 75 et de 125, l'effet fiducie serait respectivement de 27,6 et de 29 %. Dans tous les cas, l'effet fiducie mensuel serait approximativement de 2 %.

---

<sup>32</sup> CGA Canada (2006), p.80.

<sup>33</sup> *Ibid.*

**Tableau 3**  
Sensibilité de l'effet fiducie par rapport au paramètre  $\tau$

Investisseur type : Des Ontariens (2005)				
Taux marginal relatif (100 = 46,41 %)	50,000	75,000	100,000	1,250
Taux marginal d'imposition combiné :	0,232	0,348	0,464	0,580
Taux combiné de crédit d'impôt	0,267	0,267	0,267	0,267
Majoration du dividende	0,250	0,250	0,250	0,250
Effet fiducie :	0,272	0,276	0,281	0,290
Effet fiducie sur une base mensuelle :	0,020	0,020	0,021	0,021

Source : calculs de l'auteur et CGA Canada (2005), p. 80.

L'effet fiducie est donc peu sensible aux variations du taux marginal d'imposition combiné, ce qui est une caractéristique intéressante dans un monde où les investisseurs sont, bien évidemment, fiscalement hétérogènes.

#### 1.4.2 Nouveau crédit d'impôt pour dividendes et effet fiducie plus élevé en 2006

À la différence des années 2001 à 2005, l'effet fiducie théorique pour 2006 devrait être plus élevé que 28.1 %. Ceci est attribuable au fait que le gouvernement fédéral, alors d'allégeance libérale, annonça<sup>34</sup> en novembre 2005 une mesure fiscale au coût annuel (un coût d'opportunité en revenu) de 300 millions de dollars destinée à augmenter le taux consenti pour le crédit d'impôt sur dividendes. Cette mesure a été formellement reconduite par le gouvernement conservateur, élu en janvier 2006, via le budget de mars 2006<sup>35</sup>. Puisque l'avantage du crédit d'impôt a été plus élevé en 2006, alors le rendement excédentaire exigé par les investisseurs pour les fiducies aurait été plus élevé afin de compenser pour un crédit d'impôt pour dividendes plus élevé.

En fait, pour notre investisseur ontarien, la mesure du fédéral et l'harmonisation ontarienne<sup>36</sup> consiste en une majoration de 45 % du revenu imposable de dividendes et en un crédit d'impôt pour dividendes en pourcentage de 44 %. Ainsi, l'effet fiducie pour 2006 serait :

<sup>34</sup> Ministère des Finances du Canada, 2005. [http://www.fin.gc.ca/news05/data/05-082\\_1e.html](http://www.fin.gc.ca/news05/data/05-082_1e.html).

<sup>35</sup> Ministère des Finances du Canada, 2006. « Plan budgétaire 2006 », p.81.

<sup>36</sup> Ministère des Finances de l'Ontario, 2006. <http://www.fin.gov.on.ca/french/media/2006/bk08-dtc.html>.

$$R_{action}^B / R_{part}^B - 1 = [1 - \tau] / [1 - 1.45\tau + 0.44] - 1. \quad (9)$$

Pour un taux d'imposition marginal de 46,41 %, l'effet fiducie aurait été de 43 % pour 2006. Par ailleurs, nous nous limiterons à supposer que l'effet fiducie en 2006 était plus élevé que celui en vigueur précédemment. Nous pourrions ainsi faire abstraction du processus d'harmonisation du crédit d'impôt propre à chaque province. En effet, dans sa mesure de novembre 2005, le fédéral prévoyait que les provinces harmoniseraient leurs crédits d'impôt d'ici 2010. Quant à elle, l'Ontario harmonisa son crédit d'impôt en août 2006 pour l'année 2006.

Le tableau suivant illustre l'effet fiducie théorique en Ontario pour 2006. On constate que ce dernier serait également peu sensible à des variations du taux marginal d'imposition, comme l'illustre le tableau suivant.

**Tableau 4**  
Effet fiducie en 2006 et sensibilité de l'effet fiducie face au paramètre  $\tau$

Investisseur type : Des Ontariens (2006)				
Taux marginal relatif (100 = 46,41 %)	50	75	100	1,25
Taux marginal d'imposition combiné :	0,232	0,348	0,464	0,580
Taux combiné de crédit d'impôt	0,440	0,440	0,440	0,440
Majoration du dividende	0,450	0,450	0,450	0,450
Effet fiducie :	0,437	0,435	0,431	0,426
Effet fiducie sur une base mensuelle :	0,031	0,031	0,030	0,030

Note Le taux d'imposition marginal combiné en Ontario pour 2006 était le même que pour 2005.

Source calcul de l'auteur et Ministère des Finances de l'Ontario, 3 août 2006. URL <http://www.fin.gov.on.ca/french/media/2006/bk08-dtc.html>.

Par ailleurs, le but poursuivi par le gouvernement avec cette mesure fiscale était d'annuler les avantages fiscaux excédentaires des distributions par rapport aux dividendes<sup>37</sup>, et ce, sans affecter directement et défavorablement la taxation des fiducies. En d'autres mots, la hausse de l'avantage liée au crédit d'impôt sur dividendes était telle

<sup>37</sup> Au tableau 1, ce montant était de 9.73 \$.

que l'écart entre le revenu après impôt des particuliers d'un dividende serait le même que celui d'une distribution.

L'impact de cette mesure fiscale est donc un effet fiduciaire plus élevé et la valeur de cet effet fiduciaire était de 43 % en 2006 pour un Ontarien. Ainsi, après cette annonce, l'effet fiduciaire de 28,1 % aurait été trop faible par rapport au nouvel effet fiduciaire exigé de 43 %, impliquant une baisse systématique du prix des parts. Théoriquement, après cette annonce, l'ajustement nécessaire du prix de B est une baisse de prix jusqu'à ce que le rendement en distribution soit supérieur de 43 % à celui du rendement en dividendes de A.

L'ajustement vers un rendement en distribution excédentaire plus élevé des fiducies a donc nécessité une baisse de la valeur des parts. Ainsi, l'estimation de l'effet fiduciaire pour la période postérieure à l'adoption du crédit d'impôt capterait à la fois l'ajustement en capital à la baisse des parts et la hausse de l'effet fiduciaire (soit la hausse du taux de distributions attribuable à la baisse de prix). Après novembre 2005, l'effet fiduciaire estimé pourrait donc être négatif ou faible puisque la variable dichotomique propre aux fiducies devrait capter à la fois la baisse du rendement en capital des fiducies ainsi que le taux de distribution plus élevé. En d'autres mots, pour la période postérieure à novembre 2005, la variable dichotomique propre aux fiducies ne capterait pas uniquement l'effet fiduciaire.

### 1.5 Conséquences sur les revenus des gouvernements

À risque égal, nous avons illustré au tableau 1 que les distributions génèrent davantage de revenu après impôt que ne le font les dividendes et ce malgré le fait que les distributions n'étaient pas admissibles au crédit d'impôt pour dividendes. En contrepartie, nous avons également constaté, sur ce même tableau, que les avantages fiscaux des fiducies de revenu engendraient un manque à gagner au niveau des revenus gouvernementaux.

Mintz et Aggarwal (2004) ont estimé ce manque à gagner pour tous les paliers de gouvernement au Canada pour l'année 2004. Ces derniers ont estimé ce manque à gagner à près de 500 millions de dollars. Par ailleurs, avec la poussée du nombre de fiducies en 2005 et 2006, le manque à gagner annuel aurait été plus important pour ces deux années. Pour 2006, ce manque à gagner aurait avoisiné 700 millions de dollars pour tous les paliers de gouvernement au Canada<sup>38</sup> alors que ce même montant aurait avoisiné 1,1 milliard de dollars si les compagnies Telus et BCE, deux importantes sociétés canadiennes, avaient terminé leur processus de conversion en fiducies de revenu. L'estimation du manque à gagner en 2006 n'inclut pas le coût d'opportunité lié à la hausse des crédits d'impôt pour dividendes.

Malgré l'ampleur de ce manque à gagner estimé, sa médiatisation fût faible avant septembre 2005. À partir de ce mois, en raison de la publication d'un rapport de consultation du ministère des Finances du Canada sur l'avenir des fiducies de revenu, la question de l'abolition des fiducies et / ou de la modification fiscale de leur statut était devenu très médiatisée (voir Graphique 2). Ce rapport fédéral a estimé le manque à gagner à 300 millions<sup>39</sup> de dollars pour l'année 2005 au niveau fédéral uniquement.

Néanmoins, tel que mentionné précédemment, le gouvernement du Canada alors d'allégeance libérale annonça en novembre 2005 qu'au lieu de modifier le statut fiscal des fiducies, il réduirait l'impôt des particuliers sur les dividendes (section 1.4.2) afin de s'assurer que l'impôt total payé sur les dividendes versés par les sociétés soit davantage comparable à l'impôt payé sur les distributions provenant des fiducies de revenu<sup>40</sup>.

Tel que mentionné, cette mesure consistait en une bonification du crédit d'impôt pour dividendes et engendrait un manque à gagner supplémentaire annuel de 300 millions de

<sup>38</sup> Estimation du professeur Jack Mintz, Université de Toronto, 2006.

[http://www.rotman.utoronto.ca/pdf/Income\\_Trust\\_Conversions\\_Revenue\\_Impact\\_2006.pdf](http://www.rotman.utoronto.ca/pdf/Income_Trust_Conversions_Revenue_Impact_2006.pdf).

<sup>39</sup> Ministère des Finances du Canada. 2005. Document de consultation « *Questions fiscales et autres liées aux entités intermédiaires cotées en bourse (fiducies de revenu et sociétés de personnes en commandite)* ». p.34.

<sup>40</sup> Société KPMG Canada. 2006. <http://www.kpmg.ca/fr/services/tax/tnf/tnfc0601.html>.

dollars<sup>41</sup> pour le gouvernement fédéral. Le fédéral prévoyait également que les provinces harmoniseraient d'ici 2010 leur crédit d'impôt à ceux du fédéral<sup>42</sup>. L'harmonisation du crédit par les provinces aurait également engendré une hausse du manque à gagner en revenu pour les provinces. Ainsi, le manque à gagner engendré par les fiducies de revenu était plus volumineux avec la modification du crédit d'impôt pour dividendes.

Toujours en novembre 2005, le Parti conservateur, qui formait alors l'opposition officielle à la Chambre des communes, annonça qu'il ne modifierait pas le statut fiscal des fiducies de revenu advenant le cas où il formerait le prochain gouvernement<sup>43</sup>. Tel que mentionné précédemment, le budget du nouveau gouvernement conservateur de mars 2006 abonda dans le même sens.

Il est donc vraisemblable qu'il ait existé, pour certains mois, un risque prépondérant concernant l'avenir des fiducies et de leur statut fiscal et ce malgré les « promesses » de ne pas modifier le statut fiscal des fiducies.

Ce risque s'est matérialisé le 31 octobre 2006, date à laquelle le ministre des Finances du Canada annonça une mesure « surprise »<sup>44</sup> concernant une modification de la fiscalité des fiducies. Ces dernières seraient dorénavant imposées dès 2011 comme les sociétés par action, et ce, de façon progressive<sup>45</sup> ; le lendemain de cette mesure, l'indice S&P/TSX - fiducies de revenu chuta de 12,4 %<sup>46</sup> reflétant le fait que cette mesure législative n'avait pas été (pleinement) anticipée par les marchés. Puisque le nombre de mois postérieur à la modification législative est restreint et que l'effet fiducie n'est plus le même après cette date, notre étude ne couvrira pas cette période.

<sup>41</sup> Ministère des Finances du Canada. 2005. [http://www.fin.gc.ca/news05/data/05-082\\_1e.html](http://www.fin.gc.ca/news05/data/05-082_1e.html).

<sup>42</sup> *Ibid.*

<sup>43</sup> Société KPMG Canada. 2006. <http://www.kpmg.ca/en/services/tax/tmf/tmfc0530.html>.

<sup>44</sup> Beauchamp, D. 2006. « Dur lendemain de veille ». Les Affaires. 11 novembre, p.5.

<sup>45</sup> Ministère des Finances du Canada. 2006. [http://www.fin.gc.ca/news06/06-061\\_1e.html](http://www.fin.gc.ca/news06/06-061_1e.html).

<sup>46</sup> Heinzl, J. 2006, « *Billions in value disappear at this boom turns to bust* », The Globe and Mail, 2 novembre, p. B18.

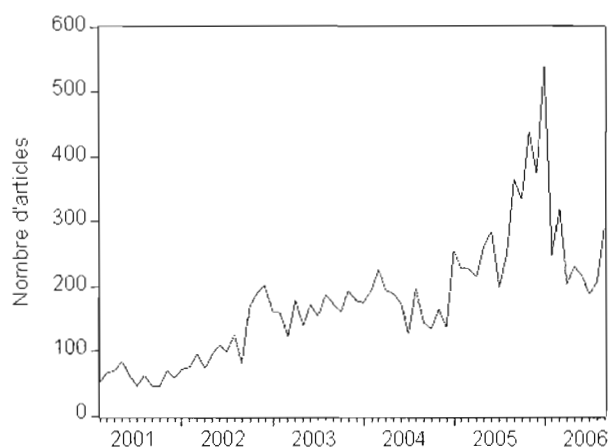
## 1.6 Médiatisation des fiducies de revenu

Les fiducies de revenu ont été amplement médiatisées au cours de la période étudiée. Cette médiatisation est attribuable à l'unicité du produit (dont le fait que la fréquence des distributions soit mensuelle), à leur croissance en nombre et en valeur mais également en raison du fait que ces entités amenaient un important manque à gagner en terme de revenus gouvernementaux.

### 1.6.1 Croissance de la médiatisation des fiducies de revenu

Le graphique 1 illustre la médiatisation des fiducies de revenu entre 2001 et 2006. Plus précisément, pour chacun des mois de la période, ce graphique illustre le nombre d'article de journaux canadiens qui ont contenu le terme « *Income Trust* ».

**Graphique 1**  
Médiatisation des fiducies de revenu au Canada



Note : Le graphique illustre le nombre total mensuel d'articles de journaux contenant le terme « *Income Trust* » pour la période février 2001 à septembre 2006.

On constate visuellement que, en moyenne, cette médiatisation a cru de façon croissante et tendancielle à l'exception de la fin 2005 où cette médiatisation atteignait quelques 500 articles par mois.



Tel que mentionné, l'une des principales causes de la croissance médiatique soutenue des fiducies est la croissance de leur nombre. En effet, entre 2001 et 2006, le nombre de fiducie a plus que triplé à la Bourse de Toronto alors que leur capitalisation boursière est passée de 22 milliards à 200 milliards<sup>47</sup> de dollars, une hausse d'environ 900 %. Au 30 juin 2006, 16 % des entreprises inscrites en bourse étaient des fiducies de revenu, soit 247 entités, et représentaient près de 10 % de toute la capitalisation boursière<sup>48</sup>. L'effet fiducie a donc affecté jusqu'à 16 % des rendements boursiers de la Bourse de Toronto.

### 1.6.2 Médiatisation défavorable des fiducies de revenu

Quant à l'amplification de la croissance médiatique observée à la fin 2005 au graphique 1, celle-ci serait attribuable au fait que les médias auraient véhiculé davantage d'information concernant le manque à gagner en revenu pour les gouvernements attribuable aux fiducies de revenu et / ou sur l'avenir fiscal de ce type d'entité. C'est effectivement en septembre 2005 que le ministère des Finances publia son document de consultation concernant l'avenir des fiducies de revenu.

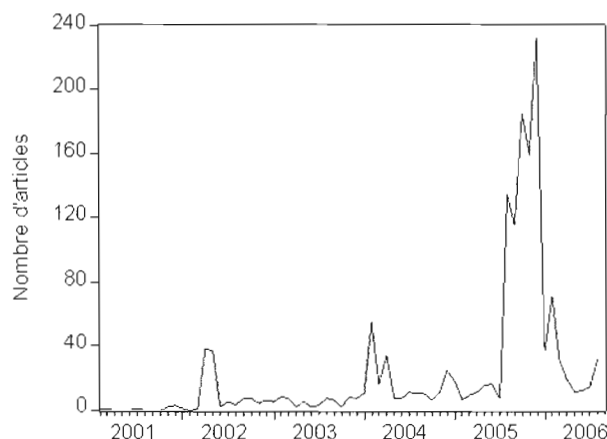
En lien à ce qui précède, le graphique suivant illustre le nombre de fois où les mots « *Income Trust* » et « *Government* » sont apparus dans le même article de journal au Canada. On constate que l'amplification observée vers la fin 2005 sur le graphique précédent est également présente et est relativement plus prononcée sur le graphique 2.

---

<sup>47</sup> La hausse de la capitalisation boursière n'est pas seulement attribuable à la hausse du nombre de fiducie, mais aussi à la hausse du prix des parts.

<sup>48</sup> Désy, C. 2006. « Oui ou non à une fiducie de revenu ? », *C.A. Magazine*, vol.139, no.9, p.32.

**Graphique 2**  
Médiatisation défavorable des fiducies de revenu



Note : Le graphique illustre le nombre total mensuel d'articles de journaux contenant le terme « Income Trust » et « Government » pour la période février 2001 à septembre 2006

Certes, un article contenant ces deux termes va au-delà de la nouvelle financière en raison de la présence du mot « *Gouvernement* » et du fait que ce type d'article a connu une très forte croissance au même moment où le ministère des Finances publia son document de consultation (septembre 2005, 134 articles). De part ces caractéristiques, un tel article traiterait du fait que les fiducies de revenu (« *Income Trust* ») amènent un manque à gagner en revenu pour le gouvernement (« *Gouvernement* ») et / ou que le gouvernement (« *Gouvernement* ») pourrait modifier le statut fiscal des fiducies de revenu (« *Income Trust* ») dans un certain avenir ou que le (« *Gouvernement* ») pourrait augmenter le taux de crédit d'impôt pour dividendes afin de réduire l'avantage excédentaire après impôt<sup>49</sup> des (« *Income Trust* ») dans un certain avenir. Par ailleurs, on constate au même graphique un autre « choc » médiatique, cette fois-ci au début 2004, choc qui coïncide avec la publication de l'étude réalisée par Mintz et Aggarwal (2004) en mars 2004.

La présence, pour un mois donné, d'un nombre important d'articles de journaux incluant ces deux termes peut être considérée comme une période pour laquelle le risque intrinsèque d'être une fiducie de revenu était plus élevé, soit le risque que le gouvernement modifie la loi de l'impôt au désavantage des fiducies de revenu et de leurs détenteurs de parts.

<sup>49</sup> Ce montant était de 9.73 \$ au Tableau 1.

La présence d'un tel risque impliquerait une baisse du prix des fiducies en raison du risque prépondérant à la baisse des flux monétaires après impôt escomptés. L'avènement d'un tel risque et l'omission d'une variable captant ce dernier pourrait fausser l'estimation de l'effet fiducie via un biais de variable omise.

## 1.7 Hypothèses de recherche et méthodologie

À la lumière de ce qui précède, deux points ressortent de notre analyse des fiducies de revenu :

1. L'absence de crédit d'impôt pour les distributions implique que le rendement boursier des fiducies devrait être, à risque égal, supérieur à celui des sociétés par action ;
2. La médiatisation des fiducies fût importante. Cette médiatisation a peut-être affecté le rendement des fiducies et l'omission de variables captant certaines caractéristiques médiatiques dans notre modèle pourrait engendrer un biais de variable omise pour l'estimation de l'effet fiducie.

Ainsi, nous poursuivons les deux objectifs de recherche suivants :

1. Est-ce que l'effet fiducie a été observé empiriquement ?
2. Est-ce que la médiatisation des fiducies de revenu a affecté le rendement de ces dernières ?

Afin de tester ces hypothèses de recherche, nous devons estimer des modèles d'évaluation des rendements d'actifs financiers. Ces modèles sont les suivants :

1. Le CAPM avec le taux à zéro-covariance ;
2. Un modèle APT à composantes principales ;

### 3. Un modèle APT à facteurs macroéconomiques.

Nous estimons ces modèles à partir d'une méthode à deux étapes, méthode présentée au chapitre 2. Cette méthode permet une analyse transversale des titres, ce qui nous permet d'estimer l'effet fiducie.

De plus, nous estimerons ces modèles via une approche longitudinale où nous ajouterons à ces modèles des variables binaires captant certaines caractéristiques médiatiques dans le temps. Une variable binaire captant un effet médiatique quelconque prend la valeur de 1 pour un mois auquel cet effet s'est manifesté et de 0 autrement. Puisque l'absence de variables médiatiques dans nos modèles pourrait engendrer un biais de variable omise pour l'effet fiducie, nous concentrerons notre analyse sur une approche longitudinale.

#### 1.7.1 Est-ce que l'effet fiducie a été observé ?

Pour répondre à cette question, nous devons analyser le coefficient estimé lié à la variable dichotomique des fiducies de revenu. Si ce dernier est significativement positif, alors l'effet fiducie a existé.

L'estimation de l'effet fiducie dans le cadre d'un modèle d'évaluation d'actif financier permet d'isoler l'effet fiducie des variables de risques systématiques. En effet, la sous-évaluation boursière naturelle des fiducies de revenu devrait être uniquement attribuable à l'effet fiducie.

Rappelons que l'existence d'un effet fiducie positif est une condition nécessaire au respect de la loi du rendement unique en ce qui concerne les rendements après impôt des parts dans les fiducies. Néanmoins, l'estimation d'un effet fiducie positif n'est pas une condition suffisante pour conclure au respect de la loi du rendement unique puisque le vrai effet fiducie est inconnu (notamment en raison des éléments présentés à la section 1.7.3.). C'est ainsi que nous nous limitons à l'analyse du respect de cette condition nécessaire, soit le fait que l'effet fiducie ait été strictement positif.

Par ailleurs, tout autre variable propre à des caractéristiques individuelles de titres ou de firmes autre que l'effet fiduciaire ne devrait pas affecter de façon systématique et significative les rendements, du moins théoriquement.

En fait, l'écart entre les rendements boursiers et le taux sans risque n'est qu'une compensation à l'investisseur pour le risque non diversifiable qu'il assume. Dans cette optique, l'estimation de l'effet fiduciaire nécessite l'estimation de modèles captant ces éléments de risque des facteurs « systématiques ». En fait, seuls des facteurs systématiques devraient affecter significativement les rendements, comme le mentionne Chen, Roll et Ross (1986, p383) :

*« Consistent with the ability of investors to diversify, modern financial theory has focused on persuasive, or « systematic », influences as the likely source of investment risk ».*

Le marché ne devrait donc pas rémunérer pour le risque intrinsèque d'une entité puisque ce risque peut être pratiquement éliminé par la diversification. Dans un même ordre d'idées, la présence d'un avantage intrinsèque sans risque ajouté d'une firme ne devrait pas générer de rendement excédentaire pour son titre. Si tel était le cas, le rendement d'un tel titre ne respecterait pas la loi du rendement unique (à risque égal, rendement égal) et les marchés devraient, en théorie, « corriger » cette anomalie via une hausse de la demande pour ce titre. Une telle hausse de la demande engendrerait, une fois le prix s'étant pleinement ajusté à son prix d'équilibre, un rendement plus faible en raison du prix plus élevé. Ce rendement devrait être tel que ce dernier soit identique à celui d'un autre actif ayant les mêmes sensibilités face aux différents facteurs de risque systématique.

Illustrons, par un bref exemple, ce principe de la loi du rendement unique pour l'avantage excédentaire des distributions après impôt des fiducies. Au tableau 1, cet avantage était un revenu excédentaire de 9,73 \$ après impôt pour la détention de la part B au lieu de la

détention de l'action A. Un exemple de possibilité d'arbitrage serait que<sup>50</sup>, par exemple, le prix de B soit le même que celui de A puisque ceci engendrerait un rendement après impôt de la part B supérieur à celui de l'action A, à un niveau de risque égal.

Une telle possibilité d'arbitrage, soit un rendement excédentaire sans risque excédentaire, devrait se résorber avec une hausse de la demande du titre B, ce qui engendrerait une hausse du prix de B vers son prix d'équilibre. Ce prix d'équilibre pour la part B est celui qui rendrait le rendement après impôt de B identique au rendement après impôt de l'action A. Ce prix serait également tel que le rendement boursier de B serait supérieur au rendement boursier de A dans une proportion équivalente à l'effet fiduciaire.

Théoriquement, si l'effet fiduciaire estimé est égal à l'effet fiduciaire théorique alors il s'agirait d'une condition nécessaire et suffisante pour conclure à l'absence de surévaluation ou de sous-évaluation du rendement boursier des fiducies. L'effet fiduciaire théorique étant inconnu, tel que discuté à la section 1.7.3, nous sommes limités à tester la condition nécessaire de l'effet fiduciaire positif.

### 1.7.2 La médiatisation des fiducies a-t-elle affectée le rendement de ces dernières ?

Considérant l'amplification de la médiatisation « négative » des fiducies observée vers la fin 2005, il est probable que l'omission d'une variable captant l'effet des mois où les médias ont été défavorables engendre un biais de variable omise important pour l'estimation de l'effet fiduciaire. Cette forte médiatisation défavorable aux fiducies peut être considérée comme un risque intrinsèque affectant défavorablement l'ensemble des fiducies de revenu. Ainsi, l'omission dans nos modèles d'une variable captant ce risque pourrait mener à une sous-évaluation de l'effet fiduciaire puisqu'un tel risque engendrerait une baisse du prix des fiducies de revenu.

---

<sup>50</sup> Dans un contexte où le statut fiscal des fiducies n'était pas considéré à risque, comme ce lût le cas à la fin 2005 notamment.

Nous chercherons donc à estimer si le rendement des fiducies de revenu a été affecté par la médiatisation défavorable des fiducies. Nous chercherons aussi à estimer si la forte médiatisation des fiducies a affecté le rendement de ces dernières. Nous pourrions ainsi évaluer si ces effets médiatiques ont affecté le rendement des fiducies tout en tenant compte du problème potentiel de biais de variable omise. La procédure de construction de ces variables dichotomiques est présentée à la section 4.3 alors que ces deux variables dichotomiques sont présentées à l'appendice A et à l'appendice B.

### 1.7.3 Aspects qualitatifs à considérer pour l'analyse de l'effet fiducie

Après avoir analysé si l'effet fiducie estimé a été significativement différent de zéro (1.7.1) et si les variables médiatiques ont été significatives (1.7.2) au chapitre 5, nous analyserons qualitativement les estimations de l'effet fiducie au chapitre 6. L'analyse qualitative que nous ferons au chapitre 6 est tributaire des éléments présentés dans la présente section.

Les éléments soulevés dans cette section sont tels qu'il nous est impossible d'avoir une valeur théorique précise appréhendée pour l'effet fiducie ; il sera ainsi difficile de comparer l'effet fiducie à sa vraie valeur inconnue. Nous sommes ainsi limités à tester la condition nécessaire de la présence d'un effet fiducie positif et à discuter qualitativement de nos résultats.

En fait, quatre éléments peuvent venir affecter la valeur théorique de l'effet fiducie. Ces éléments sont (1) l'arrivée tardive de la responsabilité limitée pour les détenteurs de parts dans deux des trois principales provinces où les sièges sociaux des fiducies sont localisés<sup>51</sup> (l'Ontario et l'Alberta), (2) l'investissement dans des régimes d'épargne à imposition différée, (3) la difficulté pour les investisseurs d'évaluer la valeur intrinsèque des entités sous-jacentes aux fiducies et (4) la difficulté de l'intégration de l'effet fiducie dans le processus de prise de décision de l'investisseur.

---

<sup>51</sup> Beck et Romano (2004), pp.156-239.

Les deux premiers points auraient pour impact de modifier de façon inconnu l'effet fiduciaire théorique de 28,1 %. Plus précisément, la responsabilité illimitée aurait pour impact d'augmenter l'effet fiduciaire exigé via l'ajout d'une prime de risque inconnue pour la responsabilité illimitée, alors que la détention de parts dans des régimes à imposition différée aurait l'effet inverse sur l'effet fiduciaire en raison du paiement différé dans le temps de la charge d'impôt des particuliers.

Les deux derniers points auraient pour impact de modifier de façon inconnu l'effet fiduciaire estimé. Ces deux points seraient la conséquence d'une asymétrie d'information de l'investisseur et affecteraient uniquement l'estimation de l'effet fiduciaire.

#### 1.7.3.1 Responsabilité illimitée à la bourse

La responsabilité légale d'un actionnaire par rapport aux titres détenus se limite à la valeur de son titre et il s'agit du concept de responsabilité limitée. En ce qui concerne les fiducies, la responsabilité limitée est arrivée dès 2004 en Alberta. L'absence de responsabilité limitée impliquait que les détenteurs de parts auraient pu être redevables de montants supérieurs à leur investissement initial dans le cas de circonstances défavorables,<sup>52</sup> comme pour le cas d'une faillite.

L'Alberta (mai 2004), l'Ontario (décembre 2004) et le Manitoba (Juin 2005) adoptèrent<sup>53</sup> des lois sur la responsabilité limitée pour les détenteurs de parts. Une telle protection pour les investisseurs existe depuis 1994 au Québec<sup>54</sup>. Bien que l'absence de responsabilité limitée dans ces provinces avant l'arrivée de ces lois soit peu documentée dans la littérature consultée, cette absence pourrait avoir engendrée une plus faible demande de parts et un rendement exigé plus élevé pour les parts afin de compenser pour la responsabilité illimitée. Bien qu'il s'agisse d'un risque intrinsèque<sup>55</sup>, la responsabilité illimitée peut impliquer une perte supérieure au montant du capital investi. Il est donc

<sup>52</sup> Ministère des Finances (2005). p.12.

<sup>53</sup> *Ibid.*

<sup>54</sup> *Ibid.*

<sup>55</sup> Pour un titre dont la responsabilité légale est limitée, le risque intrinsèque est diversifiable.



possible que le rendement exigé ait été plus élevé pour les fiducies afin de compenser pour ce risque potentiellement prépondérant ; l'effet fiducie inclurait à la fois une compensation pour l'absence de crédit d'impôt et pour une compensation pour la responsabilité illimitée.

Néanmoins, quatre éléments nous porte à croire que la responsabilité illimitée aurait une importance relative faible ou modérée. Par conséquent, la prime de risque supplémentaire dans l'effet fiducie attribuable à cet aspect légal serait faible ou modérée. Ces quatre éléments sont :

1. La responsabilité limitée n'était peut être pas considérée comme un risque prépondérant par les investisseurs puisque les parts étaient transigées à la bourse au même titre que les actions ordinaires (qui ont une responsabilité limitée) ;
2. Le concept de responsabilité limitée a une place plus que secondaire dans la littérature fiscale sur les fiducies de revenu. Par exemple, le revenu excédentaire après impôt des fiducies est qualifié comme étant un « revenu excédentaire sans risque ajouté » par Edgar (2004, p. 826). De plus, Beck et Romano (2004), deux avocats « experts » en fiducies de revenu, n'évoquent que brièvement le sujet de la responsabilité limitée dans leur ouvrage sur le fiducies de revenu. En fait, l'opinion des auteurs en la matière se résume ainsi (p. 15) :

*« The obvious question that comes to mind is, « Do I have unlimited liability as an investor in an income trust? » Don't worry; (...) this issue has been thoroughly addressed by some of the legal minds in the country. »*

3. La croissance du nombre de fiducies de revenu fût importante avant l'adoption des lois dans ces trois provinces ;

4. Le nombre d'articles de journaux incluant les mots « *Government* » et « *Income Trust* » est faible pour les mois précédant l'adoption de la loi ontarienne sur la responsabilité limitée.

Ainsi, l'impact de la responsabilité illimitée serait vraisemblablement faible au niveau de l'effet fiduciaire.

#### 1.7.3.2 Investissements dans des régimes à imposition différée

Un régime d'épargne à imposition différé (REID) inclut les caisses de retraite (« fonds de pension »), les régimes de pension agréés (RPA) et les régimes enregistrés d'épargne et de retraite (REER). Dans le cas d'un investissement dans un tel régime, les revenus de placement (gains en capital, distributions et dividendes) ne seront imposables que dans une période de temps éloignée, soit au moment du retrait des montants du régime, comme par exemple à la retraite. Dans un tel régime, les détenteurs de parts pouvaient ainsi éviter en grande partie la « double imposition »<sup>56</sup> puisque la valeur actualisée de la charge d'impôt future peut être très faible<sup>57</sup>, comme le mentionne Mintz et Aggarwal (2004, p. 799) :

*« The tax treatment of pension and RRSP income operates in the following manner. Tax is applied to withdrawals of income and principal from the RRSP [Registered Retirement Savings Plan] or the PPP [Personal Pension Plan]. However, an investor can deduct contributions to income trust funds if they are placed in a registered asset. As long as tax rates do not vary over time and the income trust's risk-adjusted returns are no different from returns on alternative investments, the present value of tax owing on registered savings plans is zero implying that the income is equivalently exempt. »*

<sup>56</sup> L'imposition de l'entreprise et l'imposition du particulier.

<sup>57</sup> Plus la période de retrait du revenu du régime d'épargne à imposition différée est loin, plus la valeur actualisée de la charge d'impôt future sera faible.

Ainsi, l'écart de la valeur actuelle nette de l'obligation au niveau de l'impôt futur entre une distribution et un dividende serait négligeable pour un tel véhicule de placement. Dans cette optique, si l'effet fiducie entre les titres A et B est de 28,1 % et que la valeur actuelle nette de l'écart de la charge d'impôt des particuliers est négligeable, alors l'investisseur pourrait maintenant ne pas être indifférent entre les titres A et B puisque l'écart de rendement boursier (28,1 %) pourrait être supérieur à l'effet fiducie exigé dans le cadre d'un placement dans un véhicule d'épargne à imposition différé.

Illustrons l'effet du placement dans un régime à imposition différé sur l'effet fiducie. À cet égard, reprenons notre exemple pour l'investisseur type où le prix de la part était de 42,74 \$ et le prix de l'action était de 35 \$. Avec ces prix, le rendement après impôt des deux titres était identique et l'effet fiducie était de 28,1 %. Cependant, la possibilité d'investir dans un régime d'épargne à imposition différé aurait permis à notre investisseur type d'obtenir un rendement excédentaire après impôt plus élevé avec la part B, comme l'illustre le tableau 5. À cet effet, ce dernier aurait obtenu un rendement après impôt de 21,65 % pour le placement du titre B dans un régime différé, contre 17,34 % pour le placement du titre A.

Cette différence au niveau du rendement après impôt est attribuable à la valeur actualisée de la charge d'impôt des particuliers. Cette charge, en valeur actualisée, est de 0,32 \$ pour l'action A et de 0,74 \$ pour la part B (tableau 5). Dans le cadre d'un placement régulier, ces charges d'impôt sont respectivement de 2,00 \$ et de 4,64 \$ pour notre investisseur ontarien (tableau 1, p.12).

Si les prix de la part et de l'action sont à leurs niveaux d'équilibre respectifs de 42,76 \$ et 35 \$ alors la part B aurait générée un rendement après impôt annuel de 21,65 %  $((10 \$ - 0,74 \$) / 42,76 \$)$  alors que l'action A aurait généré un rendement après impôt de 17,34 %  $((6,39 \$ - 0,32 \$) / 35 \$)$ . Comme on le constate au tableau 5, il existe une possibilité de rendement excédentaire (après impôt) de 4,31 % sans risque excédentaire.

**Tableau 5**  
Effet fiducie et effet fiducie dans le cadre d'un régime à imposition différé

Effet fiducie de base		Effet fiducie - Régime différé	
Impôt des particuliers		Valeur actuelle de l'impôt des particuliers	
Action A	-2,00 \$	Action A	-0,32 \$
Part B	-4,64 \$	Part B	-0,74 \$
Revenus de placement en t		Revenus de placement en t	
Dividende	6,39 \$	Dividende	6,39 \$
Distribution	10,00 \$	Distribution	10,00 \$
Prix des titres		Prix des titres	
P <sub>A</sub>	35,00 \$	P <sub>A</sub>	35,00 \$
P <sub>B</sub>	42,76 \$	P <sub>B</sub>	42,76 \$
Rendement boursier		Rendement boursier	
Action A	18,26%	A	18,26%
Part B	23,39%	B	23,39%
Effet fiducie	28,09%	Effet fiducie	28,09%
Rendement après impôts		Rendement après impôts	
A	12,54%	A	17,34%
B	12,53%	B	21,65%
<b>Différence :</b>	<b>0,00%</b>	<b>Différence :</b>	<b>-4,31%</b>

Source : Exemple et calculs de l'auteur. Les paramètres utilisés pour l'actualisation de la charge d'impôt sont un taux d'actualisation de 6,2 % et un nombre de période de 30 ans. Le taux d'actualisation correspond au rendement mensuel moyen de l'indice TSX pour la période février 2000 à décembre 2006.

Si tous les investisseurs sont fiscalement homogènes et qu'il n'existe aucune restriction dans le cadre du placement dans de tel régime, alors la demande du titre B augmenterait de telle sorte que le prix de B engendrerait un rendement après impôt de 17,34 %, soit le même rendement que pour le titre A dans un tel régime. Le prix de B serait ainsi de 53,38 \$ et avec ce prix, le rendement boursier de B serait de 18,73 % comparativement à 18,26 % pour A. L'effet fiducie ne serait ainsi que de 2,6 % ( $18,26 \% * 1,026 = 18,73 \%$ ).

**Tableau 6**  
Effet fiducie dans un régime à imposition différé avec arbitrage corrigé

Effet fiducie - Régime différé et sans arbitrage	
Valeur actuelle de l'impôt des particuliers	
Action A	-0,32 \$
Part B	-0,74 \$
Revenus de placement en t	
Dividende	6,39 \$
Distribution	10,00 \$
Prix des titres	
P <sub>A</sub>	35,00 \$
P <sub>B</sub>	53,38 \$
Rendement boursier	
A	18,26%
B	18,73%
Effet fiducie	2,61%
Rendement après impôts	
A	17,34%
B	17,34%
<b>Différence :</b>	<b>0,00%</b>

Par ailleurs, l'effet fiducie calculé est ici tributaire de différents éléments liés à l'actualisation de la charge d'impôt future, soient le taux d'actualisation et le nombre de période. Néanmoins, peu importe la valeur de ces deux paramètres, l'effet fiducie sera encore supérieur à zéro (en raison de l'absence du crédit d'impôt) mais pourrait être faible dans un monde où toutes les parts de fiducie seraient placées dans un tel régime. Ces régimes à imposition différée compliquent ainsi le concept de l'effet fiducie.

La question suivante se pose alors : est-ce qu'une importante proportion des parts de fiducies ont été détenues dans des régimes d'imposition différé. Si toutes les parts des fiducies étaient détenues dans un tel régime, alors l'effet fiducie serait faible et inconnu. À l'inverse, si aucune part n'était détenue dans un tel régime, alors l'effet fiducie serait d'au moins<sup>58</sup> 28,01 %.

Selon le ministère des Finances du Canada, en date de mars 2004, la « plupart<sup>59</sup> » des parts n'étaient pas détenues par des régimes à imposition différée. De plus, toujours en

<sup>58</sup> Afin de compenser pour la responsabilité illimitée.

<sup>59</sup> Ministère des Finances du Canada, 2004. « Le plan budgétaire de 2004 », p. 162.

mars 2004, le gouvernement fédéral adopta une mesure législative<sup>60</sup> limitant la détention de certains types de fiducies par les caisses de retraite.

#### 1.7.3.3 Évaluation des entreprises sous-jacentes

La structure sous-jacente aux fiducies pouvant être complexe, il est possible que les marchés financiers aient eu de la difficulté à évaluer à leur juste valeur les fiducies de revenu, une possibilité mentionnée par King (2003). Ceci pourrait engendrer une sous-évaluation ou une surévaluation des fiducies puisqu'il aurait été complexe pour les investisseurs d'évaluer la juste valeur des activités commerciales sous-jacentes à la structure de fiducie.

#### 1.7.3.4 L'effet fiducie et la surévaluation

Si certains investisseurs n'étaient pas informés de la valeur de l'effet fiducie (voir de son existence), alors il est possible que ces derniers aient vu des opportunités de rendement excédentaire avec les fiducies de revenu, ce qui aurait engendré une demande trop élevée des titres de fiducies. Dans un tel cas, le prix des fiducies aurait été trop élevé, ce qui aurait réduit le rendement boursier excédentaire des fiducies.

Dans un autre ordre d'idées, si la structure de rémunération des investisseurs institutionnels ne tenait pas compte de la portion effet fiducie dans le rendement des fiducies de revenu, alors un tel système d'évaluation de la performance aurait incité à la surévaluation des fiducies en raison de leur rendement boursier excédentaire. L'existence d'une telle situation réduirait la valeur de l'effet fiducie estimée.

---

<sup>60</sup> Le fédéral adopta une mesure limitant l'investissement des caisses de retraite dans une catégorie de fiducies composant près de deux tiers du total des fiducies. Une telle mesure ne s'appliquait pas au régime personnel d'épargne à imposition différée. *Ibid.* p. 163.

## CHAPITRE 2

### MÉTHODES D'ESTIMATION DES MODÈLES FINANCIERS

L'estimation de l'effet fiduciaire nécessite l'estimation de modèles d'évaluation d'actifs financiers. Il existe deux principaux modèles théoriques en économie financière permettant de modéliser et d'expliquer le rendement moyen des actifs financiers.

Le premier modèle théorique est le *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) ou, en français, le modèle d'évaluation des actifs financiers (MÉDAF). Le CAPM est un modèle avec fondements microéconomiques qui explique le rendement espéré des actifs comme étant une fonction linéaire d'une prime de risque d'un portefeuille de marché. Le CAPM est un modèle unifactoriel qui fait suite aux travaux de Markowitz (1952) et de Sharpe (1964). Il a été testé empiriquement pour la première fois par Lintner (1965). Le CAPM de Black a été testé par Black (1972) pour la première fois.

Le second modèle est l'*Arbitrage Pricing Theory* (APT), ou en français le Modèle d'évaluation des actifs (MÉA), et ce dernier fût développé par Ross (1976) et Roll et Ross (1980). L'APT est un modèle multifactoriel et ne nécessite que certaines hypothèses générales sur l'efficience des marchés, soient l'absence de possibilités soutenues d'arbitrage (impliquant<sup>61</sup> le respect de la loi du rendement unique), la liquidité des titres et l'absence de coût de transaction.

L'APT stipule tout simplement que les rendements boursiers des titres sont expliqués linéairement par un nombre inconnu de facteurs inconnus. Plusieurs éléments peuvent donc être considérés à titre de facteurs. Par exemple, Chen, Roll et Ross (1986) ont

---

<sup>61</sup> Connor (1984) et Mitto (1992).

estimé un modèle APT à partir de facteurs macroéconomiques « non anticipés » et du rendement d'un portefeuille de marché alors que, de leur côté, Connor et Korajczyk (1988) ont estimé le modèle avec des composantes principales comme facteurs de risque.

Afin d'estimer l'effet fiduciaire, nous estimons deux modèles APT et le CAPM de Black. Le premier modèle APT est estimé à partir de composantes principales (« modèle à composantes principales », modèle MCP) alors que le second a pour facteurs des facteurs macroéconomiques et financiers (« modèle à facteurs macroéconomiques », modèle MFM).

Pour chacun des modèles, la méthodologie d'estimation est celle d'une méthode à deux étapes. Cette méthodologie est présentée plus loin dans le présent chapitre avec la présentation des modèles financiers (sections 2.1 et 2.2). Sommairement, une telle méthode permet d'estimer les modèles financiers avec comme variables indépendantes des coefficients de sensibilité des titres par rapport à des facteurs de risque, ce qui permet de comparer des groupes de titres entre eux via l'ajout de variables dichotomiques.

L'utilisation d'une méthode à deux étapes est essentielle pour notre analyse, et ce, pour trois raisons. Premièrement, de part son approche transversale (les variables dépendantes étant les rendements des  $N$  titres), cette méthode permet d'estimer directement l'effet fiduciaire, soit le coefficient relatif à la variable dichotomique des fiducies de revenu. Deuxièmement, cette méthode permet de tester la validité économique du CAPM (voir sections 2.1 et 3.2). Troisièmement, l'estimation du modèle APT avec des facteurs macroéconomiques<sup>62</sup> se fait via la méthode à deux étapes ou via une méthode itérative qui dépasse l'objet du présent travail<sup>63</sup>. La méthode à deux étapes sera ainsi utilisée pour l'estimation du modèle à facteurs macroéconomiques, du modèle à composantes principales ainsi que du modèle CAPM.

---

<sup>62</sup> Nous considérons les composantes principales comme étant des facteurs macroéconomiques.

<sup>63</sup> Pour une discussion sur l'estimation itérative du modèle APT si les facteurs sont des facteurs macroéconomiques, consultez Campbell, Lo et Mackinley (1997), pp. 227-228.



## CAPM de Black

Le CAPM est un modèle théorique dont le résultat de la dérivation admet une relation d'équilibre linéaire entre les différents actifs. Cette relation est nommée *Security Market Line* (SML). Selon la SML, le rendement espéré de l'actif  $i$  (ou du portefeuille  $i$ ) est une fonction linéaire d'une prime de risque additionnée du rendement d'un actif  $\zeta$ , actif défini plus loin. Le CAPM n'admet donc qu'un seul facteur explicatif, soit la prime de risque du titre  $i$  (ou du portefeuille  $i$ ) par rapport au portefeuille de marché. Formellement, la SML s'exprime de la façon suivante :

$$E(R_{i,t}) = \tau + \underbrace{\beta_{m,i}[E(R_{m,t}) - \zeta]}_{\text{Prime de risque de } i} + \varepsilon_{i,t}, \quad (10)$$

où l'actif  $\zeta$  ne peut être que l'un des deux éléments suivant :

1. Le taux de rendement de l'actif dont le rendement a une covariance nulle avec le portefeuille de marché<sup>64</sup>, soit le rendement  $\gamma$  ;
2. Le taux de rendement de l'actif sans risque, si ce dernier existe, dénoté  $R_F$ .

Dans la littérature, si  $\gamma$  est utilisé dans la SML alors le CAPM est qualifié comme étant le « CAPM de Black ». À l'opposé, si  $R_F$  est utilisé alors le CAPM est qualifié comme étant le « CAPM de Sharpe-Lintner ». Bien que la relation prédite par le CAPM ne soit pas vérifiée empiriquement (section 3.2), les résultats du CAPM de Black ont un historique de succès moins défavorable que le CAPM de Sharpe-Lintner, du moins pour les années

<sup>64</sup> La SML est étroitement liée avec la frontière des portefeuilles, une relation parabolique du CAPM identifiant une relation risque et rendement. Une des propriétés de cette frontière est que, pour tout point sur celle-ci, il existe une combinaison risque-rendement sur la frontière avec laquelle la covariance entre les deux rendements est nulle. Ainsi,  $\gamma$  est un rendement d'actif risqué dont la covariance est nulle avec le portefeuille de marché. C'est à partir de cette propriété que la SML est dérivée. Pour une discussion théorique sur le CAPM, consultez le chapitre 3 de Huang et Litzenberg (1988).

70<sup>65</sup>. C'est ainsi que nous estimerons dans un premier temps le CAPM de Black. Formellement, le CAPM de Black admet la relation suivante pour l'actif  $i$  :

$$E(R_{i,t}) = \gamma + \beta_{m,i}(E(R_{m,t}) - \gamma), \quad (11)$$

$$E(R_{i,t}) = (1 - \beta_{m,i})\gamma + \beta_{m,i}E(R_{m,t}), \quad (12)$$

où  $R_{m,t}$  est le rendement du portefeuille de marché à la période  $t$ . Ayant  $N$  titres à estimer, il faut estimer l'expression précédente via le système suivant à  $N$  équations :

$$R_{1,t} = (1 - \beta_{m,1})\gamma + \beta_{m,1}R_{m,t} + \varepsilon_{1,t}, \quad (13.1)$$

$$R_{2,t} = (1 - \beta_{m,2})\gamma + \beta_{m,2}R_{m,t} + \varepsilon_{2,t}, \quad (13.2)$$

...

$$R_{N,t} = (1 - \beta_{m,N})\gamma + \beta_{m,N}R_{m,t} + \varepsilon_{N,t}, \quad (13.N)$$

où  $\gamma$  est constant d'une équation à l'autre et  $\beta_{m,i}$  est la sensibilité à estimer, via des séries chronologiques, de l'actif  $i$  par rapport aux variations du rendement excédentaire du portefeuille de marché et  $N = 239$ . Puisque que le CAPM de Black admet une relation non linéaire dans ses paramètres,  $\gamma$  et  $\beta$  doivent être estimés par une méthode non linéaire. À cet effet, nous utilisons la méthode des moindres carrés non linéaires pour estimer ce système à 239 équations. Puisque nous estimons le CAPM selon une méthode à deux étapes, l'estimation du système d'équation précédent constitue la première étape de l'estimation de la prime de risque du CAPM.

Quant à la deuxième étape de cette méthode à deux étapes, les  $N$  « bêtas » estimés dans le système précédent deviennent maintenant les variables indépendantes de la relation transversale suivante :

$$\mu_i = \lambda_0 + \lambda_{\text{capm}} \hat{\beta}_{m,i} + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, 239, \quad (14)$$

<sup>65</sup> Selon Fama et French (2004). p.35.

où  $\mu_i$  est le rendement moyen de l'actif  $i$ ,  $\hat{\beta}_{m,i}$  est le coefficient de sensibilité de l'actif  $i$  estimé à la première étape et  $\lambda_0$  est la constante dont la valeur estimée devrait refléter le taux de rendement de l'actif à zéro-covariance. Enfin, la valeur estimée de  $\lambda_{\text{capm}}$  devrait correspondre à la prime de risque du CAPM, soit la différence entre l'espérance du rendement du portefeuille de marché et  $\gamma$ .

Une telle approche transversale permet l'ajout de variables dichotomiques pour capter l'effet propre à certains groupes de firmes, comme par exemple le fait d'être une fiducie de revenu ou de ne pas en être une. Avec l'ajout de  $g$  effets groupes, l'équation précédente devient :

$$\mu_i = \lambda_0 + \lambda_{\text{capm}} \hat{\beta}_{m,i} + \theta_1 D_1 + \dots + \theta_g D_g + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, 239, \quad (15)$$

où  $D_g$  prend la valeur de 1 si la firme  $i$  fait parti du groupe  $g$  et où le titre  $i$  peut être une composante de plus d'un groupe. Enfin,  $\theta_g$  est le coefficient à estimer relativement à la variable binaire de l'effet du groupe  $g$ . Ce coefficient s'interprète comme étant l'effet moyen sur le rendement attribuable au fait que le titre ait la caractéristique  $g$  ou non (« effet individuel »).

L'équation précédente est estimée par MCO et nous tenons compte d'un potentiel problème d'hétéroscédasticité transversale – dont l'impact serait le biais des statistiques  $t$  – avec l'utilisation de la matrice de White pour le calcul des écarts-types. À cet effet, il se pourrait que la variance des résidus ne soit pas constante d'un titre à un autre, mais la forme d'hétéroscédasticité est *a priori* et *a posteriori* inconnue.

L'estimation transversale précédente peut également être estimée via la méthode de Fama et Macbeth (1973). Cette méthode consiste en l'estimation de l'équation suivante pour chacune des périodes analysées :

$$R_{i,t} = \lambda_{0,t} + \lambda_{\text{capm},t} \hat{\beta}_{m,i} + \theta_{1,t} D_1 + \dots + \theta_{g,t} D_g + \varepsilon_{i,t}, \quad (16)$$

$$i = 1, \dots, 239,$$

$$t = 1, \dots, 68.$$

Nous obtenons ainsi des séries de coefficients estimés et les moyennes de ces séries constituent l'estimation des coefficients. Toujours selon la méthode de Fama et Macbeth, la significativité des coefficients estimés est testée en effectuant un test de significativité sur la moyenne de la série.

La méthode de Fama et Macbeth a été présentée la première fois par Fama et Macbeth (1973) pour le CAPM et par Ross (1980) pour l'APT. Cette méthode a aussi été utilisée par plusieurs auteurs pour le CAPM (Jagannathan et Wang (1996), Fama et French (1992), etc.) et pour l'APT (Chen, Roll et Ross (1986), Ross (1980), Jagannathan et Wang (1996) et Otuteye (1998)).

Dans un autre ordre d'idées, l'analyse transversale du rendement moyen (15) et l'utilisation de la méthode de Fama et Macbeth (16) ne permettent pas l'inclusion de variables temporelles, comme par exemple des variables binaires captant la présence de certaines caractéristiques médiatiques dans le temps. Tel que mentionné au chapitre 1, l'omission de telles variables temporelles peut engendrer un biais de variable omise pour l'effet fiduciaire. C'est ainsi que nous estimons également la deuxième étape sous forme de panel, soit l'expression suivante :

$$R_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_{capm} \hat{\beta}_{m,i} + \theta_1 D_1 + \dots + \theta_g D_g + \zeta_1 T_1 + \dots + \zeta_t T_t + \eta_1 C_1 + \dots + \eta_j C_j + \varepsilon_{i,t}, \quad (17)$$

$$i = 1, \dots, 239,$$

$$t = 1, \dots, 68,$$

où  $T_t$  est une variable dichotomique pour la période  $t$ , et  $C_j$  est une variable dichotomique captant l'effet d'un groupe de titres pour certains mois ayant une caractéristique médiatique quelconque. Le panel est estimé par MCO. Par ailleurs, nous utilisons la matrice de White pour le calcul des écarts-types afin que les statistiques  $t$  des coefficients estimés soient robustes à un potentiel problème d'hétéroscédasticité de la variance des

erreurs entre les différentes périodes. L'hétéroscédasticité des erreurs entre les différentes périodes pourrait être importante en raison de la forte volatilité des coefficients estimés par la méthode de Fama et Macbeth.

En résumé, nous estimons le CAPM de Black via la méthode à deux étapes. La seconde étape est estimée de trois façons :

1. Estimation transversale où le rendement moyen est la variable dépendante (« Méthode du rendement moyen ») (15) ;
2. Estimation via la méthode de Fama et Macbeth (16) ;
3. Estimation en panel (17).

Nous estimerons nos deux modèles APT de la même façon.

## 2.2 Modèle APT (*Arbitrage Pricing Theory*)

Le modèle APT fût développé par Ross (1976). Ce dernier a démontré qu'il existait une relation théorique approximative entre le rendement espéré d'un actif et un nombre inconnu de facteurs non identifiés. Cette relation nécessite cependant que les marchés financiers soient liquides, que les coûts de transaction soient nuls et qu'il n'existe pas de possibilité d'arbitrage asymptotique. Ainsi, il peut exister des possibilités d'arbitrage, mais ces dernières ne perdurent pas.

Théoriquement, l'APT est beaucoup moins restrictif que le CAPM puisqu'il ne nécessite pas d'hypothèse microéconomique sur les préférences des agents ou<sup>66</sup> sur la distribution des rendements et sur l'identification du portefeuille de marché détenu par tous les investisseurs. Empiriquement, l'APT est beaucoup plus flexible que le CAPM en raison de la flexibilité quant au choix et au nombre des facteurs. De part cette approche multifactorielle, l'APT a donc un plus grand potentiel que le CAPM pour capter les

---

<sup>66</sup> Pour que les préférences de type moyenne-variance soient respectées, il faut que la fonction d'utilité ou la distribution des rendements puisse être expliquée uniquement par leurs deux premiers moments.

comouvements des différents rendements d'actifs. Cependant, la théorie ne stipule pas quels sont ces facteurs et le nombre.

Ross (1976) a démontré, sous respect des hypothèses mentionnées ci-haut, que l'on pouvait décrire de façon approximative les rendements espérés des titres par une relation linéaire de différentes primes de risques. Cette relation approximative est l'APT et est décrite de la façon suivante pour N titres :

$$\mu_i \approx \lambda_0 + \lambda_1 \hat{B}_{1,i} + \dots + \lambda_k \hat{B}_{k,i}, \quad (18)$$

où  $\mu_i$  est le rendement moyen de l'actif i,  $\lambda_0$  est le paramètre zéro bêta, qui se rapproche conceptuellement du taux sans risque, et  $\lambda_k$  est la prime de risque *ex post* liée au k<sup>ième</sup> facteur de risque. Les variables  $\hat{B}_{k,i}$  sont, quant à elles, les sensibilités estimées des actifs par rapport aux différents facteurs de risque.

Empiriquement, l'estimation de l'APT avec variables dichotomiques pour effets individuels est donc la suivante :

$$\mu_i = \lambda_0 + \lambda_1 \hat{B}_{1,i} + \dots + \lambda_k \hat{B}_{k,i} + \theta_1 D_1 + \dots + \theta_g D_g + \varepsilon_i, \quad (19)$$

où  $\theta_g$  correspond à l'effet du groupe g sur le rendement moyen des titres composant ce groupe et  $D_g$  prend la valeur de 1 si la firme i fait parti du groupe g. Le coefficient  $\theta_g$  s'interprète comme étant l'effet moyen sur le rendement attribuable au fait que le titre i ait la caractéristique g ou non. L'équation précédente sera encore estimée par MCO où nous tenons encore compte d'un potentiel problème d'hétéroscédasticité transversale avec l'utilisation de la matrice de White pour le calcul des écarts-types.

Si les facteurs sont des facteurs macroéconomiques et financiers<sup>67</sup>, alors les coefficients de sensibilité peuvent être estimés par MCO via le système d'équation suivant :

$$R_{1,t} = \alpha_1 + B_{1,1}F_{1,t} + \dots + B_{k,1}F_{k,t} + \varepsilon_{1,t}, \quad (20.1)$$

$$R_{2,t} = \alpha_2 + B_{1,2}F_{1,t} + \dots + B_{k,2}F_{k,t} + \varepsilon_{2,t}, \quad (20.2)$$

...

$$R_{N,t} = \alpha_N + B_{1,N}F_{1,t} + \dots + B_{k,N}F_{k,t} + \varepsilon_{N,t}, \quad (20.N)$$

où  $R_{i,t}$  est le rendement de l'actif  $i$  à la période  $t$ ,  $B_{i,k}$  est la sensibilité de l'actif  $i$  par rapport à l'actif  $k$  qui est à estimer et  $F_{k,t}$  est la valeur de la variable  $k$  à la période  $t$ . L'APT s'estime donc via la méthode à deux étapes où l'estimation de l'APT s'avère être la seconde étape de cette méthode.

La méthode d'estimation précédente, soit celle dont l'estimation de la seconde étape est l'estimation de (19), est la « méthode du rendement moyen », mais nous estimons également nos deux modèles APT avec la méthode de Fama et Macbeth, comme pour le CAPM. Enfin, en raison des considérations médiatiques des fiducies, nous estimons aussi nos modèles APT en panel. L'estimation en panel admet la relation suivante :

$$R_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 B_{i1} + \dots + \lambda_k B_{ik} + \theta_1 D_1 + \dots + \theta_g D_g + \varsigma_1 T_1 \dots + \varsigma_t T_t + \eta_1 C_1 + \dots + \eta_j C_j + \varepsilon_{i,t}, \quad (21)$$

où  $T_t$  est une variable dichotomique pour la période  $t$ , et  $C_j$  est une variable dichotomique croisée entre celle d'un groupe de titres ayant la même caractéristique individuelle et celle d'un mois caractérisé par une caractéristique médiatique quelconque.

<sup>67</sup> Si les facteurs sont uniquement financiers, alors les variables indépendantes seraient des rendements excédentaires d'actifs par rapport au taux sans risque. Pour ce genre de facteurs, il est possible de tester la validité du modèle en utilisant comme variable dépendante le rendement excédentaire et en testant si la constante est significativement différente de zéro. Si la constante est significativement différente de zéro, alors cela signifie que certaines variables pertinentes ont été omises du modèle. À titre d'exemple, cette méthodologie est présentée à la section 3.2. Dans le cas de nos modèles APT, nous considérons que les facteurs sont à la fois macroéconomiques et financiers. Tel que mentionné, avec ce genre de facteurs, l'estimation du modèle APT doit nécessairement se faire via une méthode à deux étapes ou de façon itérative.

Comme pour le CAPM, l'estimation en panel des modèles APT se fait par MCO avec des écarts-types robustes face à un potentiel problème d'hétéroscédasticité entre les résidus des différentes périodes. La forte volatilité des coefficients estimés via la méthode de Fama et Macbeth justifie l'utilisation de la matrice de White pour l'hétéroscédasticité entre les différentes périodes.

En résumé, comme pour le CAPM, nous estimons deux modèles APT via la méthode à deux étapes et la seconde étape y est estimée de trois façons :

1. Estimation transversale où le rendement moyen est la variable dépendante (19) ;
2. Estimation via la méthode de Fama et Macbeth ;
3. Estimation en panel (21).

Les résultats des estimations sont présentés au chapitre 5. Au chapitre 4, nous identifions les variables indépendantes de nos modèles et ce processus d'identification a été fait à la lumière de notre analyse de la revue de la littérature (chapitre 3).



## CHAPITRE 3

### REVUE DE LA LITTÉRATURE

#### 3.1 Fiducies de revenu : un sujet peu documenté

Bien que l'existence du concept de fiducie de revenu ne soit pas un cas unique au Canada, l'importance boursière de ces dernières au pays ainsi que l'ampleur de leurs privilèges fiscaux sont deux cas propres au Canada<sup>68</sup>.

Toutefois, la littérature concernant les fiducies de revenu n'est pas très abondante au Canada et relève uniquement du domaine de la fiscalité, ou presque. La complexité fiscale de ces entités et l'historique limité d'un nombre important de fiducies<sup>69</sup> font que le sujet des fiducies de revenu n'a pas encore atteint la « sphère » des sciences économiques. À la lumière de notre investigation de la littérature des fiducies de revenu, King (2003) est le seul économiste à avoir publié sur ce sujet et sa publication constitue une analyse qualitative des caractéristiques et enjeux propres aux fiducies. Aucune étude en économétrie financière ne traite de l'analyse du rendement des fiducies ou de l'existence de l'effet fiducie. En ce sens, nous innovons au niveau de la littérature en économie financière au Canada.

#### 3.2 Littérature concernant le CAPM : littérature abondante mais peu de succès

Le CAPM est le premier modèle estimé et une importante revue de la littérature existe pour ce modèle. En fait, la SML (10), le principal résultat théorique du modèle,

<sup>68</sup> Ministère des Finances (2005), p. 27.

<sup>69</sup> Il y a des fiducies de revenu à la bourse depuis les années 90, mais le nombre est devenu plus important en 2001, Beck et Romano (2004) pp. 156-239.

constitue un cadre intuitif intéressant et général pour expliquer la relation existant entre le risque et le rendement espéré d'un titre. Le cadre conceptuel et intuitif du CAPM est l'une des causes de la popularité du modèle. Ce cadre est détaillé par Fama et French (2004, p.33) comme suit :

*« The Sharpe-Linter and Black versions of the CAPM share the prediction that the market portfolio is mean-variance-efficient. This implies that differences in expected returns across securities and portfolios are entirely explained by differences in market beta; other variables should add nothing to the explanation of expected return. »*

Ainsi, le CAPM est unifactoriel et son coefficient, le bêta, devrait être la seule mesure de risque pouvant expliquer systématiquement les différences au niveau du rendement espéré entre les titres. L'ajout de tout autre coefficient mesurant une forme de risque quelconque ne devrait donc pas, selon la théorie, s'avérer significatif. Le modèle multifactoriel qu'est l'APT est donc un substitut au CAPM.

Malgré l'élégance théorique du CAPM et sa popularité, ses succès empiriques sont peu concluants. À cet effet, Fama et French (1992) et Reinganum (1981) trouvèrent, pour les États-Unis, que la relation entre le rendement moyen et le la prime de risque associée au coefficient bêta était trop faible par rapport à ce qui devrait être observé et également souvent non significative. De leur côté, Jagannathan et Wang (1996) ont même identifié une relation du CAPM négative. Rappelons que la prime de risque estimée du CAPM devrait correspondre à la différence entre le rendement moyen du portefeuille de marché et le taux sans risque ou le taux à zéro-covariance. Le fait que cette prime de risque estimée soit beaucoup trop faible par rapport à ce qui devrait être observé est qualifié par Fama et French (1992, p.464) comme étant l'évidence la plus dommageable (*« the most damaging evidence »*) contre la validité empirique du CAPM.

Du côté canadien, Morin (1980) a aussi utilisé la méthodologie de Fama et Macbeth (1973). Le portefeuille de marché utilisé était constitué du rendement moyen de 620 titres de la Bourse de Toronto et la période d'étude fût de 1957 à 1971. Encore ici, l'estimation

de la prime de risque du bêta fût de beaucoup inférieur à la prime théorique du modèle. Calvet et Lefoll (1988) arrivèrent à des conclusions similaires pour le Canada.

Nous abordons maintenant trois problématiques du CAPM, problématiques nous menant naturellement vers la nécessité de l'estimation de modèles multifactoriels.

La première problématique du CAPM est le fait que le modèle est statique, c'est-à-dire que l'horizon de placement n'est que d'une période et que l'investisseur ne peut réviser ses choix qu'à la prochaine période. Un CAPM multipériode (*Intertemporal CAPM*, ICAPM) est proposé par Merton (1973) et permet de tenir compte de la possibilité de révision des choix en temps continu. L'idée se résume ainsi <sup>70</sup> :

*« Therefore, mean-variance portfolio choice is optimal at each moment in time as long as the investor can continuously revise his choice. So the new justification for mean-variance analysis does not come for free : continuous-time trading with continuous-state returns »*

Selon Fama et French (2004, p38), dans un modèle ICAPM, les investisseurs considèrent la covariance entre le portefeuille de marché et les variables économiques affectant le portefeuille de marché. Dans la logique de l'ICAPM, il n'est donc pas contraignant d'ajouter une variable qui tient compte de l'état de la conjoncture économique. L'ajout d'une variable tenant compte de l'état de l'économie est également cohérent avec les résultats de Ferson et Korajczyk (1995) et Ferson et Harvey (1999) qui ont montré que le bêta du CAPM variait avec les cycles économiques. Empiriquement, le CAPM estimé avec une variable captant l'état de l'économie est qualifié de « CAPM conditionnel ».

Un second problème auquel est soumis le CAPM est celui de l'identification du portefeuille de marché. Le portefeuille de marché théorique du CAPM est inconnu et est potentiellement composé de tous les actifs risqués mais les études n'utilisent que les rendements boursiers comme composantes de ce portefeuille, omettant ainsi l'inclusion des autres actifs risqués. En fait, la complexité du processus d'identification du

---

<sup>70</sup> Rubinstein, M. 2006. « A History of the Theory of Investments », p.216.

portefeuille de marché est l'une des critiques de Roll (1977) sur le CAPM et ce dernier évoque même qu'il soit probable que le « vrai » CAPM n'ait jamais été estimé en raison de la difficulté de l'identification des actifs détenus dans le portefeuille de marché.

Enfin, le troisième problème auquel est soumis le CAPM est la présence « d'anomalies » de marché. Une anomalie se définit par le fait qu'une caractéristique intrinsèque (par exemple le fait d'être une petite capitalisation) d'une firme s'avère être un facteur explicatif de son rendement. À cet égard, Banz (1981) a trouvé que les firmes avec une petite capitalisation avaient un rendement moyen significativement plus élevé que ce qui était prévu par le CAPM pour la période de 1936-1975, alors que, de son côté, Basu (1977) a trouvé que les firmes avec un ratio bénéfices par action sur prix (*Earnings per Share / Price*,  $E/P$ ) élevé avait un rendement supérieur à ce qui était prévu par le CAPM. De plus, Rosenberg, Reid et Lanstein (1985) ont également constaté que les firmes dont le ratio valeur au livre sur valeur marchande (*book-to-market ratio*,  $BTM$ ) était élevé avaient un rendement moyen supérieur à ce qui était prédit par le CAPM. Fama et French (1992) constatent également la présence de ces anomalies. En fait, la taille de la capitalisation, le ratio  $E/P$  et le ratio  $BTM$  ont tous un point en commun : ils contiennent de l'information de marché qui n'est pas capté par le coefficient bêta. Ces derniers seraient ainsi des *proxy* pour des variables explicatives omises ou tout simplement des anomalies de marché.

À la lumière des trois problématiques mentionnées, Jagannathan et Wang (1996) ont proposé une estimation du CAPM qui incluait une variable tenant compte de l'état de la conjoncture économique (soit la différence entre le rendement des obligations corporatives américaines cotées *Baa* moins le rendement des obligations *Aaa*<sup>71</sup>) ainsi qu'un coefficient captant le « rendement » du capital humain, un « actif risqué » important qui n'avait pas encore été inclut empiriquement dans le CAPM<sup>72</sup>. La variable ajoutée est une moyenne mobile de deux mois (et retardée d'un mois) de la hausse

<sup>71</sup> La différence entre les rendements *Baa* et *Aaa* est toutefois considérée par Chen, Roll et Ross (1986) comme étant une mesure de la riscophobie. Plus la différence entre ces deux taux est élevée, moins la demande pour les obligations risquées est grande et/ou plus la demande pour les titres moins risquée est grande.

<sup>72</sup> Théoriquement, cet ajout est également cohérent avec le « *Consumption CAPM* ».

mensuelle des salaires<sup>73</sup>. Le premier objectif poursuivi par les auteurs était de vérifier si ces ajouts rendaient le coefficient du CAPM suffisamment élevé et valide. Le second objectif était de vérifier si la taille des firmes demeurait un facteur explicatif.

Les auteurs ont estimé le modèle à partir de la méthode de Fama et Macbeth. Ces derniers ont estimé l'équation suivante sur 100 portefeuilles pour chacun des mois de juillet 1963 à décembre 1990 :

$$R_{i,t} = \lambda_{0,t} + \lambda_{1,t} \hat{\beta}_i + \lambda_{2,t} \hat{\theta}_i^{prem} + \lambda_{2,t} \hat{\theta}_i^{Labor} + \lambda_{3,t} \log(Size_i) + \varepsilon_{i,t}, \quad (22)$$

où  $\hat{\theta}_i^{prem}$  est un vecteur de contenant les coefficients (estimés dans la première étape) de sensibilité des 100 portefeuilles face au risque de marché,  $\hat{\theta}_i^{Labor}$  est un vecteur contenant les 100 coefficients de sensibilités face à la hausse de valeur du capital humain et  $\hat{\beta}_i$  est le vecteur contenant les 100 coefficients bêta. Enfin,  $Size_i$  est la moyenne de la taille des capitalisations des firmes qui composent le portefeuille.

Puisqu'il s'agit de la méthode de Fama et Macbeth, la régression précédente a été faite pour chaque période  $t$ , ce qui donne des séries temporelles de coefficients à estimer (soit les «  $\lambda_{k,t}$  »). La moyenne de chacune des séries constitue l'estimation du coefficient alors que le calcul de la statistique  $t$  n'est que le ratio entre la moyenne et l'écart-type de la série.

Malgré l'ajout de ces coefficients, les résultats des estimations sont peu concluants pour la validité du CAPM puisque l'ajout de la variable conjoncturelle et/ou du capital humain ne rend en aucun cas la prime de risque du CAPM suffisamment élevée et significative. L'inclusion du capital humain et de la variable conjoncturelle n'est donc pas suffisante pour la validité du CAPM. Ces deux coefficients sont toutefois positifs et significatifs,

---

<sup>73</sup> Pour des considérations théoriques qui dépassent le cadre de notre étude, l'ajout de cette variable est également cohérente avec le ICAPM de Merton (1973) puisque de façon intertemporelle, lorsque l'investisseur choisi sa stratégie d'investissement en  $t-1$ , sa stratégie tient également compte de ses anticipations de variation de sa richesse future liée à son salaire et à la condition économique future.

qu'ils soient inclus seul ou les deux en même temps dans le modèle. Enfin, l'ajout de ces deux variables fait disparaître l'anomalie de la significativité de l'effet taille comme facteur explicatif du rendement.

Bref, le CAPM est un modèle qui n'est pas vérifié empiriquement et qui a un pouvoir explicatif limité des comouvements des rendements, ce qui résulte en la significativité de certaines caractéristiques intrinsèques des firmes comme facteurs explicatifs.

### 3.3 Littérature concernant le modèle à trois facteurs

C'est dans cette optique d'échec du CAPM que Fama et French (1993) proposèrent le « modèle à trois facteurs ». À la base, le modèle est constitué du CAPM de Sharpe-Lintner auquel on ajoute deux autres variables explicatives. La première variable est la différence de rendement entre le rendement des petites et grandes capitalisations (« *Small-Minus-Big* », SML) alors que la seconde variable est la différence de rendement entre les firmes ayant un ratio valeur au livre sur valeur marchande élevé et celles ayant un ratio faible (« *High-Minus-Low* », HML). Le pouvoir explicatif empirique de ce modèle est intéressant selon Fama et French (2004, p. 39) :

*« The model captures much of the variation in average return for portfolios formed on size, book-to-market equity and other price ratios that cause problems for the CAPM ».*

Néanmoins, les variables SML et BTM ne seraient que des *proxy* de variables explicatives omises (Fama et French (2004)). De plus, d'autres facteurs explicatifs ne sont pas captés par le modèle puisque la constante dans l'équation suivante

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{im}(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{is}SMB_t + \beta_{ih}HML_t + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

a été significativement différente de zéro pour l'ensemble des  $i$  portefeuilles estimés par Fama et French (1992). La période couverte par ces derniers est de 1963 à 1991 et le test

conjoint sur la constante (« *Zero-Intercept Test* ») a été effectué sur 25 portefeuilles d'actions. Fama et French (1993, p.43) supposent que les sensibilités des titres face aux trois facteurs ont été constantes durant la période.

Récemment, Abadie et Gardezabal (2003) ont estimé ce même modèle afin d'analyser les marchés boursiers en Espagne ainsi que l'impact sur les rendements de certaines variables médiatiques concernant certains événements liés à des groupes politiques et terroristes au Pays basque. Plus précisément, les auteurs ont estimé le modèle à trois facteurs (23) pour un portefeuille composé d'actions dont les sièges sociaux des firmes étaient localisés au Pays basque et pour un autre portefeuille composé d'actions espagnoles dont les sièges sociaux des firmes n'étaient pas localisés au Pays basque.

À ce modèle, les auteurs ont rajouté deux variables dichotomiques captant des effets médiatiques. La première variable concerne les « bonnes nouvelles » et la seconde concerne les « mauvaises nouvelles ». Pour les deux portefeuilles, chacun des trois facteurs s'est avéré significatif, tout comme les variables médiatiques. Par ailleurs, comme prévu, les variables médiatiques négatives ont affecté davantage le rendement des compagnies basques que le rendement des compagnies espagnoles non basques. Le modèle a été testé sous forme de rendement excédentaire, soit la même expression que l'équation précédente (23) mais avec les deux variables binaires en plus. Pour chacune des équations estimées, soit une par portefeuille, la constante n'a pas été significativement différente de zéro mais a une valeur annualisée tout de même élevée (jusqu'à 15 %). Les estimations ont été faites sur des rendements quotidiens de 747 journées entre 1998 et 2000.

Dans un autre ordre d'idées, il est possible d'estimer le modèle à trois facteurs via la méthode à deux étapes puisque Fama et French (1993) ont également estimé ce modèle avec cette méthode et ont obtenu les mêmes conclusions.

Néanmoins, nous n'estimons pas le modèle à trois facteurs puisque nous n'avons pas les données pour la variable HML.

### 3.4 Littérature de l'APT : le potentiel du multifactoriel

L'échec empirique du CAPM et l'importance de la significativité de certaines variables individuelles, qui servent de *proxy* pour des facteurs de risque systématique inconnus, nous mènent naturellement vers l'APT. En effet, l'APT, qui est une approche multifactorielle, a un potentiel empirique intéressant pour expliquer les comouvements dans les variations de rendements.

L'APT est un modèle théoriquement peu restrictif dont la principale hypothèse est l'absence de possibilité d'arbitrage asymptotique, c'est-à-dire qu'il n'existe pas, de façon soutenue, des rendements excédentaires sans risque additionnel. L'APT a comme hypothèse que ces possibilités, si elles existent, ne perdurent pas de façon soutenue. En d'autres mots, c'est la loi du rendement unique : à risque systématique égal, le rendement devrait être le même entre deux titres.

Bref, l'APT est moins contraignant théoriquement que le CAPM et est plus flexible empiriquement puisque l'ajout de facteurs expliquant le risque systématique n'a pas à être justifié par la théorie mais uniquement par le succès empirique de son ajout. Néanmoins, le défi consiste en l'identification des variables explicatives. C'est à ce problème auquel se sont posé Chen, Roll et Ross (1986, p.384) :

*« The comovements of asset prices suggest the presence of underlying exogenous influences, but we have not yet determined which economic variables, if any, are responsible. Our paper is an exploration of this identification terrain ».*

Ces derniers ont identifié cinq facteurs qui affectaient systématiquement le rendement des actions américaines et ont estimé les primes de risques de ces facteurs. Ces facteurs sont (1) la différence entre les rendements à l'échéance des obligations gouvernementales à long terme et à court terme, (2) la croissance anticipée de l'inflation<sup>74</sup>, (3) la croissance non anticipée de l'inflation<sup>75</sup>, (4) la croissance mensuelle de la production industrielle et

<sup>74</sup> Soit le processus ARIMA (P,D,Q) de l'inflation en variation mensuelle.

<sup>75</sup> Soit les résidus du processus ARIMA (P,D,Q) de l'inflation.



(5) la différence entre les rendements des obligations de cote Baa et Aaa. L'étude contenait aussi comme facteur le rendement de l'indice boursier de la bourse de New York (NYSE) (6) et la production industrielle en taux de variation annuelle (7) (au lieu de (4)), mais ces derniers ne sont pas avérés significatifs. Mentionnons que la variation du prix du pétrole a également été un facteur significatif, mais seulement pour la sous-période 1958-67.

Les auteurs ont estimé le modèle APT avec la méthode à deux étapes de Fama et Macbeth (1973) et leur étude a porté sur la période couvrant les années 1958 à 1984. L'étude de Chen, Roll et Ross (1986) fût reprise par Otuteye (1998) pour le Canada, avec la même méthodologie, mais ne fut pas concluante.

Quant à eux, Jagannathan et Wang (1996) ont également repris l'étude de Chen, Roll et Ross (1986) mais avec quelques modifications au niveau des facteurs. Le modèle de base de Jagannathan et Wang contient les quatre variables macroéconomiques suivantes pour les États-Unis : (1) la différence entre le rendement des obligations gouvernementales de long terme et celles de court terme, (2) la différence entre les taux long terme des obligations corporatives et gouvernementales, (3) le taux de croissance mensuel de la production industrielle, (4) le changement dans le taux d'inflation et (5) le coefficient « bêta » du CAPM. La constante et les coefficients 1, 2 et 4 se sont avérés significatifs, mais pas le coefficient du bêta du CAPM.

Un second modèle APT a aussi été testé. En fait, il ne s'agit que du modèle précédent duquel les auteurs ont ajouté la différence entre les rendements des obligations Aaa et Baa et le coefficient du capital humain. L'ajout de ces deux variables rend les coefficients 1, 2 et 4 non significatifs ; en fait, seuls les coefficients ajoutés et la constante sont significatifs. Ces résultats impliquent qu'il n'existe pas de facteurs prédéterminés qui expliquent systématiquement les rendements.

Enfin, Connor et Korajczyk (1988) ont testé un modèle APT dans lequel les facteurs de risque étaient des composantes principales. La méthode des composantes principales est

une méthode qui permet de créer des facteurs statistiques qui ont, de par la façon dont ils sont constitués, un important pouvoir explicatif des comouvements des rendements.

Le principal inconvénient avec cette méthode est l'interprétation des facteurs. En fait, est-ce que les facteurs doivent être interprétés comme des rendements d'actifs (ou d'indices) ou encore comme des forces macroéconomiques ?

Connor et Korajczyk (1988) ont considéré les composantes principales comme étant des rendements d'actifs (puisque c'est à partir de ces derniers qu'ils sont construits, voir la section 4.4.2). Si les facteurs dans l'APT sont des rendements d'actifs, alors il est possible d'estimer l'APT de la même façon que pour le modèle à trois facteurs<sup>76</sup>, ce qui revient à estimer l'expression suivante pour chacun des portefeuilles  $i$  (ou actifs  $i$ ) :

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_1 (CP_{1,t} - R_{ft}) + \beta_2 (CP_{2,t} - R_{ft}) + \dots + \beta_k (CP_{k,t} - R_{ft}) + \varepsilon_{it}, \quad (24)$$

où  $\beta_k$  est le coefficient de sensibilité du rendement excédentaire de la composante principale  $k$  et  $CP_{i,t}$  est la valeur de la composante principale  $i$  à la période  $t$ . Les auteurs ont trouvé, pour les États-Unis, qu'un nombre de composantes situé en 5 et 10 était suffisant pour expliquer les comouvements des rendements boursiers américains. En fait, la validité du modèle et des coefficients était peu sensible à la hausse du nombre de facteur après 5 composantes. Néanmoins, peu importe le nombre de composantes, le coefficient  $\alpha_i$  a été significativement et conjointement différent de zéro pour les  $i$  équations estimées, signifiant qu'une portion du rendement excédentaire n'est pas expliquée par les facteurs.

Quant à nos composantes principales, ces dernières sont corrélées à la fois avec des facteurs financiers et macroéconomiques (Appendice B). Ainsi, nous estimons notre modèle à composantes principales de la même façon que notre modèle à facteurs macroéconomiques (méthode présentée à la section 2.2).

---

<sup>76</sup> Il est également possible d'estimer le modèle via la méthode à deux étapes.

## CHAPITRE 4

## LES RENDEMENTS ET IDENTIFICATION DES FACTEURS

Dans ce chapitre, nous présentons les variables dépendantes utilisées dans nos modèles, soient les rendements boursiers, ainsi que certaines caractéristiques des firmes composant notre base de données. Par la suite, nous identifierons les variables indépendantes qui seront utilisées pour l'estimation de nos trois modèles.

Les rendements : caractéristiques de nos variables dépendantes

Par définition, les rendements boursiers utilisés sont les rendements totaux, c'est-à-dire le pourcentage de gain en capital additionné du taux de dividende ou de distribution. Le rendement boursier est aussi égal à la première différence du logarithme du prix ajusté. Les séries de prix ajustées sont ajustées pour tenir compte du versement des profits et des fractionnements<sup>77</sup> d'actions. Cet ajustement de prix est tel que la première différence du logarithme de cette série correspond à son rendement boursier, soit :

$$R_t^B = \ln(P_t^{ADJ}) - \ln(P_{t-1}^{ADJ}). \quad (24)$$

Les fiducies de revenu étant à la Bourse de Toronto, nous devons estimer nos modèles en y rajoutant des sociétés par actions canadiennes afin de pouvoir y estimer l'effet fiducie. La période couverte par notre étude s'étend de février 2001 à septembre 2006. Peu de données sur les fiducies sont disponibles avant 2001.

<sup>77</sup> Par exemple, si un actionnaire détient une action du titre Z valant 100 \$ et que la compagnie décide de faire un fractionnement de 1 pour 2, alors l'actionnaire se retrouvera avec deux actions valant 50 \$. Le prix non ajusté de l'action Z passerait de 100 \$ à 50 \$.

Au total, pour cette période, nous disposons de 239 séries de rendements d'actifs boursiers dont 41 fiducies de revenu. Ces séries proviennent de la base de données financière de *Yahoo!*<sup>78</sup> Le tableau suivant présente le nombre de titres que contient notre base de données en fonction de certaines caractéristiques des firmes.

**Tableau 7**  
Classification des titres par catégories

Catégories	Nombre
Total	239
Fiducies de revenu	41
Sociétés par actions	198
Petites capitalisations	138
Petites fiducies	31
Grandes capitalisations	31
Grandes fiducies	1

Les titres sont présentés à l'appendice F

Au total, 138 des 239 titres sont des petites capitalisations alors que 31 sont des grandes capitalisations. Un titre est celui d'une petite capitalisation si sa capitalisation boursière est inférieure à 1 300 millions de dollars en juin 2006 et est celui d'une grande capitalisation si sa capitalisation boursière est supérieure à 7 000 millions de dollars à la même date<sup>79</sup>. On constate également qu'un nombre important de fiducies de revenu sont des petites capitalisations, soit 31 fiducies sur un total de 41. À l'inverse, une seule fiducie était une grande capitalisation.

Le nombre de titres de fiducies disponible pour l'intégralité de la période 2001-2006 étant restreint, tout comme le nombre de sociétés par actions disponible dans notre base de données, il nous est impossible de constituer un nombre suffisant de portefeuilles de fiducies pour en faire une analyse transversale avec un nombre suffisant de portefeuilles d'actions. Nos variables dépendantes seront ainsi des rendements individuels plutôt que des portefeuilles, ce qui engendre une plus grande variance de la variable dépendante non attribuable à des facteurs systématiques.

<sup>78</sup> <http://ca.finance.yahoo.com/lookup>.

<sup>79</sup> Il s'agit de la classification adoptée par *Canadian Business Special Issue Summer 2006*, pp.65-115.

Vessereau (2000) est également soumis à la même contrainte dans son analyse du marché boursier suisse puisque le nombre de titres s'y avère également restreint. L'auteur rappelle que les études dans la littérature concernent souvent le marché américain où un nombre important d'actifs est présent et où les analyses des rendements se font avec des portefeuilles. Vessereau (2000) utilise donc comme variables dépendantes les rendements des titres individuels en raison du nombre restreint de titres mais aussi en raison du fait que l'utilisation de titres individuels permet d'inclure toutes les interdépendances entre les actifs, ce qui enrichie l'utilisation de méthodes statistiques d'identification des variables indépendantes. La méthode des composantes principales est l'une de ces méthodes statistiques.

Quant aux rendements, le tableau suivant illustre les rendements moyens des fiducies et des sociétés par action constituant notre base de données. Ces rendements sont aussi présentés en terme annualisé afin de mieux illustrer les écarts de rendement entre les sociétés par action et les fiducies de revenu. La fréquence des rendements choisie est mensuelle, choix attribuable au fait que la plupart des séries macroéconomiques ont une fréquence mensuelle.

**Tableau 8**  
Rendements moyens

	Mensuel	Annualisé
Tous les titres	0,01	0,19
Fiducies de revenus	0,02	0,27
Sociétés par actions	0,01	0,17

Note : le rendement annualisé est calculé comme suit :  $R_{AN} = (1 + R_{ME})^{12} - 1$

Pour l'ensemble de la période, on constate que le rendement annualisé des fiducies de revenu est largement supérieur à celui des actions (27 % vs 17 %). Également, seulement 3 fiducies ont obtenu un rendement moyen négatif, comparativement à 40 sociétés par actions pour l'ensemble de la période.

En plus d'avoir obtenu un rendement moyen supérieur pour l'ensemble de la période, l'écart-type du rendement des fiducies de revenu a été inférieur à celui des sociétés par

actions (8,4 % contre 13,5 %). Le rendement élevé des fiducies serait attribuable à l'effet fiducie et au fait que les fiducies détiennent des compagnies matures.

Selon Bauman, Conover et Miller (1998), les compagnies « matures » sont caractérisées par un rendement moyen « relativement élevé » et par un faible écart-type. Selon ces auteurs, un rendement élevé et un faible écart-type est une caractéristique des titres d'entreprises matures, ce qui est cohérent avec le fait soulevé au chapitre 1 à savoir que les fiducies de revenu détiennent des sociétés matures. De plus, la valeur marchande de ce type de titre est élevée et les compagnies matures seraient caractérisées par un ratio valeur aux livres sur valeur marchande faible (*Book-to-Market ratio*, BTM). En fait, la valeur marchande de ces entités est « élevée » puisque les compagnies matures sont à un stade de leur évolution où elles distribuent de façon stable davantage de profits, ce qui engendre une plus grande valeur marchande de leur capitalisation. Qui plus est, la différence entre le rendement des firmes avec un ratio BTM élevé et celles avec un ratio BTM faible est l'une des trois composantes du modèle de Fama et French (1993).

#### 4.2 Sélection des variables binaires captant certains effets individuels

Évidemment, nous ajoutons dans un premier temps une variable dichotomique propre aux fiducies afin d'estimer l'effet fiducie. Ensuite, à la lumière d'une présence potentielle d'anomalies de marché liées à certaines caractéristiques des firmes, nous ajoutons des variables dichotomiques pour isoler l'effet fiducie de ces effets potentiels.

Puisque les fiducies de revenu sont pour la plupart des petites capitalisations et que la taille des firmes peut constituer un facteur explicatif des rendements, nous ajoutons des variables dichotomiques pour capter l'effet des petites<sup>80</sup> et des grandes capitalisations sur les rendements boursiers.

---

<sup>80</sup> Bien que beaucoup de fiducies de revenu soient des petites capitalisations, beaucoup de petites capitalisations ne sont pas des fiducies de revenu (voir Tableau 7). Le coefficient de corrélation entre les variables dichotomiques des fiducies et des petites capitalisations n'est que de 16%. Nous faisons ainsi abstraction d'un potentiel problème de multicollinéarité potentielle entre ces deux variables.

Nous ajoutons aussi une variable dichotomique pour les firmes oeuvrant dans le secteur de l'énergie puisque ce secteur représente une forte proportion de la capitalisation boursière canadienne. Le groupe ne contient toutefois que 9 compagnies dans notre base de données.

Nous ajoutons également des variables dichotomiques pour capter l'effet des firmes ayant un ratio BTM faible et ce malgré l'absence d'information directe sur ces ratios<sup>81</sup>. Puisque Bauman, Conover et Miller (1998) ont constaté que les compagnies matures (celles dont le ratio BTM est faible) avaient des rendements moyens élevés et des écarts-types plus faibles alors ces firmes auraient un ratio rendement moyen sur écart-type plus élevé que la plupart des titres. Ce ratio correspond à l'inverse du coefficient de variation, un ratio parfois utilisé en finance. Nous rajouterons donc une variable dichotomique pour les firmes ayant un coefficient de variation inverse (CVI) élevé. Plus précisément, la variable dichotomique prendra la valeur de 1 si le CVI du titre est supérieur à la moyenne des CVI positifs et 0 autrement. Une telle variable est d'autant plus pertinente que les fiducies détiennent des compagnies matures. Au total, 49 titres ont un CVI élevé et de ce nombre 21 sont des fiducies. Nous pourrions ainsi isoler l'effet propre des firmes matures de l'effet fiducie.

Dans un autre ordre d'idées, les séries boursières sont généralement caractérisées par une asymétrie au niveau de leur fonction de densité de probabilité. À cet effet, pour la période analysée, le coefficient d'asymétrie des indices *TSX*, *S&P 500*, et de la moyenne du rendement de nos fiducies s'est avéré négatif dans les trois cas. Néanmoins, plusieurs firmes ont eu un coefficient d'asymétrie positif au cours de la période. *Ceteris paribus*, un titre avec une asymétrie positive serait plus attrayant qu'un titre avec une asymétrie nulle ou négative puisque l'asymétrie positive est caractérisée par une médiane supérieure à la moyenne, ce qui implique que la probabilité non conditionnelle d'obtenir un rendement supérieur à la moyenne est plus élevé. Nous ajoutons ainsi une variable dichotomique pour les titres caractérisés par une asymétrie positive dans la distribution de leurs rendements. Cette variable dichotomique concerne 112 titres, dont 14 fiducies.

---

<sup>81</sup> Ces données existent mais nous n'y avons pas accès.

Enfin, puisque certains rendements moyens ont été négatifs, nous ajouterons des variables dichotomiques pour isoler l'effet de ces firmes sur les coefficients estimés. Le nombre de sociétés par action avec cette caractéristique est de 40 contre seulement 3 pour les fiducies de revenu.

#### 4.3 Effets médiatiques : la « mauvaise » et la forte médiatisation des fiducies

Tel que mentionné, des variables médiatiques seront rajoutées à nos estimations en panel pour chacun de nos trois modèles. Nous rajouterons deux variables dichotomiques propres à deux effets médiatiques importants. Dans un premier temps, nous ajouterons une variable binaire égale à 1 pour tous les mois où la croissance de la médiatisation des fiducies de revenu a été forte. Ainsi, si la croissance en  $t$  du nombre d'articles<sup>82</sup> de journaux canadiens contenant le terme « *Income Trust* » sans le mot « *Government* » a été supérieure à 10 %<sup>83</sup>, alors la variable binaire aura une valeur de 1. Dans un second temps, nous ajoutons une variable binaire égale à 1 pour tous les mois pour lesquels le nombre d'articles traitant de l'avenir des fiducies et / ou leur impact sur les revenus du gouvernement était élevé. Pour la période  $t$ , si les termes « *Income Trust* » et « *Government* » sont apparus dans le même article au moins 20 fois au cours du mois ou si le mois  $t$  est précédé et suivi de mois contenant un nombre d'au moins 20 articles alors la variable binaire aura une valeur de 1. Le nombre de 20 a été choisi arbitrairement. En moyenne, 23 articles de journaux contenant ces deux mots ont été publiés au courant des mois couvrant notre période d'étude alors que la médiane correspond à 7 articles par mois.

Le tableau 9 illustre le nombre de fois que chacune des deux variables binaires a eu une valeur de 1 au cours de trois périodes. Ces périodes sont 2001-2002 (janvier 2001 à décembre 2002), 2003-2004 (janvier 2003 à décembre 2004) et 2005-2006 (janvier 2005 à septembre 2006). On constate que la forte médiatisation des fiducies est relativement

<sup>82</sup> Les articles de journaux sont canadiens et proviennent de la base de données *Factivia*.

<sup>83</sup> Un seuil de 10% constitue une variation « importante » de la première différence de la médiatisation. Puisque la médiatisation des fiducies a été croissante dans le temps (Graphique 1), nous nous attardons uniquement aux chocs informatifs importants (« forte médiatisation »).



bien répartie entre les trois périodes alors que la mauvaise médiatisation est davantage concentrée en 2005-2006. L'ensemble des mois pour lesquels ces variables binaires ont une valeur de 1 est présenté l'Appendice A.

**Tableau 9**  
Fréquence des variables dichotomiques médiatiques par sous-période

Sous-périodes :	Fév. 01-Déc. 02	Jan. 03 - Déc. 04	Jan. 05 - Sept. 06
Nombre de mois (total)	23	24	21
Forte médiatisation	12	8	9
Faible médiatisation	2	3	10

Source : Appendices A et B

#### 4.4 Les variables indépendantes de nos modèles

Pour chacun de nos trois modèles, nous devons identifier les variables indépendantes que nous utiliserons comme facteurs.

##### 4.4.1 Identification du portefeuille de marché du CAPM

Afin d'estimer le CAPM, nous devons identifier un *proxy* du portefeuille de marché. La sélection du portefeuille de marché est fondamentale dans l'estimation du CAPM puisque la sélection d'un portefeuille de marché non représentatif du vrai portefeuille inconnu amènerait une estimation erronée de la SML et de la prime de risque du CAPM.

Théoriquement, tout actif risqué peut être inclus dans le portefeuille de marché qu'admet le CAPM, ce qui inclut, notamment, les sociétés par actions privées, les obligations, mais également le capital humain et tout autre forme d'actif générant du rendement. Règle générale, le rendement d'un indice boursier sert de *proxy* au portefeuille du CAPM.

Dans notre cas, nous utiliserons comme portefeuille de marché un indice pondéré des indices *TSX* et *S&P 500*, afin de tenir compte du fait que plusieurs capitaux canadiens

sont investis aux États-Unis. À cet effet, en 2003, 76 % des investissements des caisses de retraite canadiennes en actions nord-américaines<sup>84</sup> ont été faits au Canada et 24 % aux États-unis<sup>85</sup>. Notre portefeuille de marché sera donc une pondération de 76 % de l'indice *TSX* et 24 % de l'indice *S&P 500*. Le CAPM étant unifactoriel, le portefeuille de marché est la seule variable à identifier.

#### 4.4.2 Estimation des composantes principales

Le premier modèle APT estimé a pour facteurs des composantes principales. La méthode des composantes principales (MCP) est une méthode statistique qui identifie des facteurs qui sont orthogonaux entre eux et qui expliquent le maximum de la variance de l'écart entre les rendements boursiers et leur moyenne.

Mathématiquement, chaque composante identifiée par cette méthode s'avère être une combinaison linéaire des  $N$  séries des rendements boursiers excédentaires (soit l'écart entre le rendement et le taux sans risque). La première composante est un vecteur construit de telle sorte que ce dernier explique le pourcentage maximal de la variabilité de l'écart des rendements par rapport à leur moyenne. Le second facteur, qui n'est pas corrélé avec le premier, est celui qui explique le plus la variance par le premier facteur, et ainsi de suite.

Connor et Korajczk (1988) ont trouvé qu'un nombre de composantes situé entre 5 et 10 constituait un nombre suffisant pour l'estimation d'un modèle à facteurs. Considérant que les titres canadiens sont à la fois affectés par des facteurs canadiens et américains, nous avons retenu 7 composantes.

La méthodologie d'extraction des facteurs est tirée de Campbell, Lo et Mackinley (1997, p.236-7). Formellement, l'extraction de la première composante se fait via le problème d'optimisation suivant :

---

<sup>84</sup> Excluant le Mexique.

<sup>85</sup> CFA Institute. 2008. « Ethical and Professional Standards and Quantitative Methods », p. 267.

$$\underset{X_1}{\text{MAX}} X_1' \hat{\Omega} X_1 \quad \text{SC } X_1' X_1 = 1 \quad (24)$$

où  $\hat{\Omega}$  correspond à la matrice variance-covariance estimée de l'écart des rendements par rapport à leur moyenne. Le vecteur  $X_1$  est de taille  $(N \times 1)$  et est la solution au problème de maximisation. Ce vecteur est la combinaison linéaire ayant le pouvoir explicatif le plus élevé de la matrice variance-covariance. Formellement, il s'agit du premier vecteur propre associé à la plus grande valeur propre de la matrice variance-covariance.

Le second vecteur propre associé à la seconde valeur propre la plus élevée est  $X_2$ . Ce vecteur est identifié à partir du même problème que le précédent à la différence que  $X_2$  est maintenant le vecteur à estimer et que la contrainte suivante d'orthogonalité est ajoutée au problème :  $X_1' X_2 = 0$ .

Quant au troisième vecteur propre, nous devons ajouter deux autres contraintes d'orthogonalité au problème permettant d'identifier  $X_3$ , soient la contrainte que  $X_1' X_3 = 0$  et la contrainte que  $X_2' X_3 = 0$ . Nous procédons ainsi jusqu'à 7 composantes en ajoutant les contraintes d'orthogonalité nécessaires pour chacune des composantes.

Par la suite, on normalise les vecteurs propres en créant les vecteurs de pondération suivants :

$$W_k = X_k / (\sqrt{X_k' X_k}), \text{ pour } k = 1 \text{ à } 7,$$

où  $W_i$  est de dimension  $(N \times 1)$  et est un vecteur propre normalisé. Enfin, nous obtenons le facteur  $k$  via la multiplication suivante :

$$F_k = W_k' * R,$$

où  $R$  est la matrice des rendements de dimension  $(N \times T)$ . La dimension de  $F_i$  est donc de  $(1 \times T)$  et  $F_k'$  est la série temporelle du facteur  $i$  issu de la méthode des composantes principales.

Le tableau suivant illustre quelques statistiques descriptives des facteurs retenus. Brièvement, on constate que seuls deux facteurs ont une moyenne négative et que les facteurs 4 et 6 ont un écart type très prononcé.

**Tableau 10**  
Caractéristiques des composantes principales

	TSX	PFM	CP1	CP2	CP3	CP4	CP5	CP6	CP7
Moyenne	0,0015	0,0010	0,0218	-0,0181	-0,0050	0,0363	0,0429	0,1852	0,0292
Écart type	0,0321	0,0298	0,0798	0,1520	0,1747	1,1604	0,2327	3,4448	0,1845
Asymétrie	-1,64	-1,67	0,35	-1,35	2,11	-0,94	-1,34	-0,82	0,14
Applatissement	7,99	8,01	3,43	7,14	15,49	8,41	11,41	4,02	4,28

Note : TSX et PFM sont respectivement l'indice TSX et le portefeuille de marché. CP1 à CP7 sont les composantes principales estimées.

Note : l'asymétrie (le coefficient d'asymétrie) est le troisième moment centré de la moyenne des séries et l'aplatissement (le coefficient d'aplatissement) est le quatrième moment centré de la moyenne des séries.

Enfin, bien que les composantes principales ne soient pas corrélées entre elles, celles-ci sont corrélées avec plusieurs séries macroéconomiques et financières (voir Appendice B). Ainsi, ces facteurs semblent refléter à la fois des mouvements de forces économiques et financières.

#### 4.4.3 Identification des facteurs macroéconomiques et financiers

Le second modèle APT est estimé à partir de facteurs macroéconomiques et financiers. Notre sélection des facteurs s'est effectuée en considérant les éléments suivants :

1. Les facteurs identifiées par Chen, Roll et Ross (1986) pour les États-unis (facteurs présentés au chapitre 3) ;
2. La matrice de corrélation entre les composantes principales et certaines séries susceptibles d'être un facteur explicatif important (Appendice B) ;
3. Le jugement.

Nous avons retenu le même nombre de facteurs qu'avec la méthode précédente, soit sept facteurs. Ce choix est attribuable au fait que Chen, Roll et Ross (1986) ont identifié cinq facteurs explicatifs significatifs affectant les rendements boursiers américains et que les rendements canadiens sont affectés à la fois par des facteurs canadiens et américains. Le nombre de facteurs déterminant pour les rendements canadiens serait vraisemblablement supérieur à cinq. Nous avons retenu les sept facteurs suivants (Appendice C):

1. La première différence de la variation mensuelle de l'inflation canadienne non anticipée<sup>86</sup>. Il s'agit des résidus du processus ARIMA(1,2,1) de l'indice des prix des prix à la consommation au Canada. Le processus ARIMA(1,2,1) constitue un *proxy* de la variation anticipée du taux d'inflation ;
2. Le taux de variation mensuel de la production industrielle canadienne non anticipée. Il s'agit des résidus du processus ARIMA(4,1,4) de la production industrielle canadienne. Le processus ARIMA(4,1,4) constitue la portion anticipée de la variation du taux d'inflation ;
3. Le rendement boursier de l'indice boursier du *Toronto Stock Exchange* (TSX) ;
4. Le rendement de l'indice boursier américain *S&P 500* ;
5. La première différence du prix *spot* du baril de pétrole en dollars US ;
6. Le taux de croissance de l'indice ISM manufacturier par rapport au mois précédent. L'ISM est un indice de confiance du secteur manufacturier américain ;
7. La variation de la « riscophobie » mesurée par l'écart entre les rendements des obligations privées de qualité Baa et Aaa. Une hausse de l'écart de ces taux signifie une baisse de la demande des obligations risquées (Baa) ou une hausse de

---

<sup>86</sup> Pour les séries non anticipées, le processus ARIMA (P,D,Q) des séries est celui qui maximise le critère de Schwarz.

la demande des obligations moins risquées (Aaa). Une hausse de l'écart signifie une préférence pour les actifs plus sécuritaires et, par conséquent, en une prime de risque plus élevée pour les actifs boursiers. La prime de risque liée à une hausse de la riscophobie est ainsi positive.

## CHAPITRE 5

### RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

Afin d'estimer l'effet fiduciaire, nous avons estimé trois modèles d'évaluation d'actifs financiers à partir de la méthode à deux étapes. Rappelons que cette méthode estime les primes de risque des facteurs (2<sup>e</sup> étape) à partir des sensibilités des actifs par rapport à ces facteurs (estimations de la 1<sup>ère</sup> étape). Cette méthode permet également l'ajout de variables dichotomiques afin d'estimer l'effet sur le rendement de certaines caractéristiques propres aux firmes. En d'autres mots, cette méthode permet de comparer les titres entre eux.

Rappelons que la deuxième étape de cette méthode a été estimée transversalement entre les titres dans un premier temps, alors que, dans un second temps, cette étape a été estimée dans un panel où des variables médiatiques ont été intégrées aux modèles. Puisque l'utilisation du panel permet d'isoler l'effet fiduciaire du biais lié à l'omission des variables médiatiques, notre analyse se concentrera davantage sur les résultats en panel.

#### 5.1 Résultats des estimations transversales

Afin d'estimer nos modèles, nous avons fait les régressions transversales de nos modèles de deux façons :

1. La méthode de Fama et Macbeth (1973), qui consiste en une série de régressions transversales ;

2. La « méthode du rendement moyen », qui consiste en une seule régression transversale dans laquelle les rendements moyens des N titres sont les variables dépendantes.

Les coefficients estimés par ces deux méthodes sont identiques, mais les statistiques t diffèrent dans les deux cas.

#### 5.1.1 Résultats des régressions avec la méthode de Fama et Macbeth

Les estimations du CAPM, du modèle à facteurs macroéconomiques (MFM) et du modèle à composantes principales (MCP) via la méthode de Fama et Macbeth ne sont en aucun cas concluantes. À cet effet, on a constaté une importante volatilité au niveau des séries « temporelles » des coefficients estimés. Cette volatilité se traduit par un écart-type important des coefficients estimés, ce qui résulte en de très faibles statistiques t de Fama et Macbeth pour tous les coefficients estimés par cette méthode.

Tel que mentionné, aucune prime de risque estimée des modèles APT (Tableaux 1 et 2, Appendice E) et CAPM (Tableaux 3, Appendice E) n'est significative. Il en va de même pour les estimations des coefficients associés aux variables dichotomiques (« effets individuels ») que nous avons intégrés à ces modèles. Quant à l'effet fiduciaire, l'estimation de ce dernier n'est pas significative dans aucun des trois modèles. Le tableau suivant illustre les résultats des effets fiduciaires estimés par la méthode de Fama et Macbeth.

**Tableau 11**  
Estimations de l'effet fiduciaire - méthode Fama et Macbeth

	Période : 2001-06
Effet fiduciaire moyen – CAPM	0,0010
Statistique T – Fama et Macbeth	(0,2546)
Effet fiduciaire moyen – MCP	0,0047
Statistique T – Fama et Macbeth	(1,4086)
Effet fiduciaire moyen – MFM	0,0020
Statistique T – Fama et Macbeth	(0,5102)

Note : \* est significatif au seuil de 90 %. \*\* est significatif au seuil de 95 % et \*\*\* est significatif à un seuil de 99 %.



Dans un autre ordre d'idées, la forte dispersion des séries temporelles des coefficients estimés est en partie attribuable à la volatilité des séries de rendement des titres individuels. L'estimation des modèles avec des portefeuilles de rendement comme variables dépendantes aurait probablement engendré des estimations davantage significatives puisque la constitution en portefeuille aurait réduit la volatilité des rendements attribuable à leurs caractéristiques intrinsèques ; il s'agit simplement du principe de la diversification. C'est d'ailleurs ce que font les études qui utilisent la méthode Fama et Macbeth.

Tel que mentionné au chapitre 4, le nombre de titre de fiducie de revenu et d'entreprise auquel nous disposons n'est pas suffisamment élevé pour créer un nombre suffisant de portefeuilles pour une analyse transversale. Afin de réduire la problématique de la volatilité des rendements individuels, nous avons estimé les modèles avec comme variable dépendante le rendement moyen des titres.

### 5.1.2 Régressions transversales du rendement moyen (« Méthode du rendement moyen »)

En théorie, la variable dépendante utilisée dans la méthode de Fama et Macbeth est l'espérance non conditionnelle du rendement et les variables indépendantes sont les coefficients de sensibilité estimés lors de la première étape. Ces derniers sont constants dans le temps mais différent d'un titre à l'autre pour chaque facteur de risque systématique.

Puisque l'espérance (non conditionnelle) du rendement correspond à sa moyenne, alors nous pouvons également estimer les trois modèles en utilisant la moyenne des rendements comme variable dépendante, ce qui permet de faire abstraction du problème de la volatilité de la variable dépendante.

Nous avons donc effectué par MCO la régression de la deuxième étape sur le rendement moyen des titres pour nos trois modèles. Puisque l'espérance non conditionnelle du

rendement correspond au rendement moyen et que les variables indépendantes utilisées sont les mêmes que pour la méthode de Fama et Macbeth, alors les coefficients estimés sont exactement les mêmes que ceux estimés par la méthode de Fama et Macbeth. Cependant, la significativité des coefficients estimés avec la méthode du rendement moyen est différente de celle de la méthode de Fama et Macbeth, et ce, pour deux raisons. Premièrement, avec la méthode du rendement moyen, l'écart-type du coefficient MCO est utilisé dans le calcul de la statistique  $t$  alors que, pour la méthode précédente, l'écart-type utilisé était celui de la série temporelle du coefficient (voir Chapitre 2, page 47). Deuxièmement, puisque nous utilisons la matrice de White dans le calcul des écarts-types des coefficients estimés par MCO, la significativité des coefficients estimés est maintenant robuste à un potentiel problème d'hétéroscédasticité de forme inconnue au sein de la variance des erreurs entre les titres.

Avec l'utilisation de cette méthode, les coefficients estimés sont davantage significatifs. En ce qui concerne les modèles MCP et MFM, trois facteurs de risque sur sept sont maintenant significatifs dans chacun des modèles alors que l'unique variable de prime de risque du CAPM est encore non significative et négative.

De son côté, l'effet fiduciaire n'est significatif que dans un seul modèle, soit celui estimé via le modèle MCP. Comme l'illustre le tableau 12, la valeur de l'effet fiduciaire en terme annuel, pour chacun des modèles, est largement inférieure à l'effet fiduciaire présenté au chapitre 1 (28,01 %).

**Tableau 12**  
Estimations de l'effet fiduciaire - Régressions sur le rendement moyen

	Estimations	Valeur annuelle
Effet fiduciaire moyen – CAPM	0,0010	0,0121
Statistique $T$	(0,4280)	-
Effet fiduciaire moyen – MCP	0,0047	0,0579
Statistique $T$	(2,1011)**	-
Effet fiduciaire moyen – Macro	0,0024	0,0292
Statistique $T$	(1,1486)	-

Note : \* est significatif au seuil de 90 %. \*\* est significatif au seuil de 95 % et \*\*\* est significatif à un seuil de 99 %.

Quant aux autres effets individuels estimés, les variables dichotomiques captant les effets du ratio CVI élevé, du rendement moyen négatif et de l'asymétrie positive sont maintenant fortement significatifs dans les trois modèles. Les autres variables individuelles, soient celles captant l'effet des petites capitalisations, des grandes capitalisations et des firmes du secteur de l'énergie, ne sont pas significatives dans aucun des trois cas.

En ce qui concerne les constantes estimées dans les trois modèles, ces dernières sont toutes les trois significatives et supérieures au taux sans risque exprimé en base mensuelle. En fait, la valeur de chacune de ces constantes est plus du double de la valeur du taux sans risque moyen exprimé en base mensuelle<sup>87</sup>. Rappelons que, en théorie, la constante estimée pour un modèle APT devrait correspondre au taux sans risque alors que ce taux devrait correspondre au taux de rendement de l'actif à zéro-covariance pour le CAPM de Black<sup>88</sup>.

Qui plus est, plus le modèle a un pouvoir explicatif élevé, plus la constante est faible et se rapproche du taux sans risque et plus l'effet fiducie devient élevé et significatif. C'est ainsi que l'effet fiducie estimé avec le MCP est supérieur à celui estimé avec le MFM qui lui est, à son tour, supérieur à l'effet fiducie estimé par le CAPM.

Nous allons maintenant analyser les estimations des primes de risque et illustrer les résultats des régressions des trois modèles.

#### 5.1.2.1 Prime de risque du CAPM

Tel que mentionné, la prime de risque estimée du CAPM est négative et non significative. Il s'agit d'une anomalie cohérente avec ce qui est parfois observé dans la

<sup>87</sup> La moyenne de rendement des obligations canadiennes venant à échéance dans un mois a été de 0,0023 % en base mensuelle entre février 2002 et septembre 2006.

<sup>88</sup> L'interprétation de la constante estimée est différente avec les modèles où les facteurs sont des portefeuilles de rendement excédentaire par rapport au taux sans risque et où la variable dépendante est aussi un rendement excédentaire puisque la constante de ces modèles a une valeur attendue de zéro. N'ayant pas utilisé une telle approche, la constante attendue n'a donc pas une valeur nulle.

littérature, comme ce fût le cas pour Jagannathan et Wang (1996). Par ailleurs, dans notre cas, une telle anomalie est également cohérente avec le fait que le coefficient du rendement du portefeuille à zéro-covariance estimé à la première étape a une valeur supérieure au rendement moyen du portefeuille de marché utilisé. À cet effet, la valeur estimée du rendement du portefeuille à zéro-covariance est de 1,64 %, significative à un seuil de 99 %, alors que le rendement moyen du portefeuille de marché utilisé n'est que de 0,1 %. De façon triviale<sup>89</sup>, la prime de risque du CAPM est négative.

Plus encore, le rendement du taux à zéro-covariance et le rendement de l'actif sans risque, exprimé en base mensuelle, sont tous deux supérieurs au rendement mensuel moyen du portefeuille de marché et du rendement moyen de l'indice TSX. Ainsi, pour la période étudiée, que l'on estime le CAPM de Black ou le CAPM de Sharpe-Lintner, la prime de risque théorique du CAPM serait négative dans les deux cas. Par ailleurs, on constate que l'effet fiducie est faible et non significatif.

**Tableau 13**  
Estimation transversale du CAPM

Prime de risque et constante		Effets individuels (Variables dichotomiques)	
Constante	0,013422 (7,432794)***	Fiducies	0,000975 (0,428058)
CAPM	-0,002249 (-1,517773)	Petites cap.	0,001079 (0,513419)
		Grandes cap.	-0,002381 (-1,134493)
		Énergie	0,003602 (0,791964)
		CVI élevé	0,006199 (2,848134)***
		R moyen < 0	-0,027047 (-10,82956)***
R <sup>2</sup> ajusté	0,535011	Asymétrie > 0	0,011969 (6,651322)***
Durbin-Watson	1,977322		

Note : \* est significatif au seuil de 90 %. \*\* est significatif au seuil de 95 % et \*\*\* est significatif à un seuil de 99 %.  
Note : les valeurs entre parenthèses sont les statistiques t corrigées pour l'hétéroscédasticité par la matrice de White

<sup>89</sup> Théoriquement, ceci implique que notre choix de portefeuille de marché n'est pas sur la frontière efficiente et que, par conséquent, notre estimation n'est pas celle du CAPM. Une condition nécessaire pour que le proxy de portefeuille de marché soit sur la frontière efficiente est que son rendement moyen soit supérieur au rendement à zéro-covariance et au taux sans risque. Ainsi, notre estimation ne serait pas l'estimation du CAPM, mais plutôt celle d'une relation quelconque entre un portefeuille et son rendement à zéro-covariance.

### 5.1.2.2 Modèle à composantes principales (MCP)

Du côté du MCP, l'estimation transversale du rendement moyen admet trois primes de risque sur sept significatives. Ces primes sont celles des première, deuxième et cinquième composantes principales. On constate que la prime de risque associée à la cinquième composante principale est élevée (3,07 %) puisque, en terme annuel, cette prime de risque a une valeur de 43,74 %. Par ailleurs, le coefficient  $R^2$  ajusté du MCP est le plus élevé parmi les trois modèles estimés. Ce modèle est donc celui qui possède le pouvoir explicatif le plus élevé.

Quant à l'effet fiducie, ce dernier est maintenant significatif et supérieur à celui estimé par les deux autres modèles. Néanmoins, en terme annuel, l'effet fiducie estimé n'a qu'une valeur de 5,78 %, ce qui est plus beaucoup faible que l'effet fiducie présenté au chapitre 1 (28,01 %).

**Tableau 14**  
Estimation transversale du modèle à composantes principales (MCP)

Primes de risques et constante		Effets individuels (Variables dichotomiques)	
Constante	0,006499 (3,97103)***	Fiducies	0,004728 (2,101152)**
CP 1	0,01316 (5,957872)***	Petites cap.	-0,001352 (-0,851026)
CP 2	-0,011239 (-2,972493)***	Grandes cap.	0,000186 (0,101306)
CP 3	-0,002459 (-0,426821)	Énergie	0,00425 (0,905599)
CP 4	-0,009199 (-0,16019)	CVI élevé	0,009943 (5,447004)***
CP 5	0,030685 (3,352534)***	R moyen < 0	-0,023347 (-10,28958)***
CP 6	0,00115 (0,007332)	Asymétrie > 0	0,007501 (5,331236)***
CP 7	0,008096 (1,065259)		
$R^2$ ajusté	0,670627	Durbin-Watson	1,923614

Note : \* est significatif au seuil de 90 %. \*\* est significatif au seuil de 95 % et \*\*\* est significatif à un seuil de 99 %.  
Note : les valeurs entre parenthèses sont les statistiques t corrigées pour l'hétéroscédasticité par la matrice de White

### 5.1.2.3 Modèle à facteurs macroéconomiques (MFM)

Du côté du MFM, l'estimation transversale du rendement moyen admet également trois primes de risque sur sept significatives, soient la croissance de la production industrielle mensuelle non anticipée (PINA), le rendement de l'indice canadien TSX et la variation en pourcentage du prix du baril de pétrole en dollars constants américains. La prime de risque liée au prix du pétrole est la prime de risque la plus élevée du modèle et est de 1,22 % (15,66 % en terme annuel). Les primes de risque du rendement de l'indice S&P 500 et de la riscophobie sont, quant à elles, presque significatives au seuil de 90 %. La valeur négative du coefficient de l'indice S&P 500 signifierait que les actions américaines sont des substituts des actions canadiennes. Étonnamment, le coefficient relatif à l'indice ISM est également très faible et non significatif. Quant au coefficient relatif à l'inflation non anticipée, ce dernier est très faible et n'est pas significatif. Ceci pourrait être attribuable au fait que la croissance de l'inflation de l'indice des prix à la consommation (IPC), mesurée en variation mensuelle désaisonnalisée, n'a été en moyenne que de 2,3 % au cours de la période analysée ; les marchés auraient donc peu réagi à l'inflation non anticipée en raison de la confiance des agents économiques envers la saine gestion de la politique monétaire.

Le tableau suivant, soit le tableau 15, présente les résultats de cette régression du modèle à facteur macroéconomiques. En ce qui concerne l'effet fiduciaire, on constate que ce dernier est à nouveau non significatif mais plus faible que celui estimé avec le MCP. En terme annuel, la valeur de l'effet fiduciaire n'est que de 3,03 %.

**Tableau 15**  
Estimation transversale du modèle à facteurs macroéconomiques (MFM)

Primes de risques et constante		Effets individuels (variables dichotomiques)	
Constante	0.009184 (5.472320)***	Fiducies	0.002493 (1.148670)
Inflation n.-a.	0.000211 (0.825433)	Petites cap.	-0.001630 (-0.936687)
PINA	0.001173 (2.923155)***	Grandes cap.	-0.001244 (-0.669632)
S&P 500	-0.002035 (-1.476265)	Énergie	0.004703 (0.962992)
TSX	0.005550 (3.085784)***	CVI élevé	0.009614 (5.017759)***
Pétrole	0.013411 (3.698554)***	R moyen < 0	-0.024182 (-11.04769)***
Riscophobie	0.000153 (1.632144)	Asymétrie > 0	0.009423 (6.122350)***
Indice ISM	7.72E-05 (0.036533)		
R <sup>2</sup> ajusté	0.666003	Durbin-Watson	2.062948

Note : \* est significatif au seuil de 90 %, \*\* est significatif au seuil de 95 % et \*\*\* est significatif à un seul de 99 %.  
Note : les valeurs entre parenthèses sont les statistiques t corrigées pour l'hétéroscédasticité par la matrice de White

#### 5.1.2.4 L'effet fiducie et le biais de variable omise

L'ajout des effets fixes propres à certaines caractéristiques des firmes est essentiel à l'estimation de l'effet fiducie puisque ces ajouts de variables dichotomiques dans nos régressions transversales permettent d'isoler l'effet fiducie du biais de variable(s) omise(s).

À cet égard, nous avons estimé le MCP en excluant de l'estimation toutes les variables dichotomiques à l'exception de la variable propre aux fiducies et des variables de taille de

la capitalisation (Appendice E)<sup>90</sup>. Dans ce cas, l'estimation de l'effet fiducie aurait été de 0,93 %, significatif à un seuil de 95 %. Un tel effet fiducie correspond au double de l'effet fiducie estimé préalablement pour ce même modèle (0,47 %) (Tableau 14). L'omission des variables binaires tendrait à surestimer la valeur de l'effet fiducie. À cet égard, mentionnons l'importance de la variable binaire liée au ratio CVI élevé qui capte en partie l'effet fixe attribuable au fait d'avoir un ratio BTM élevé (voir section 3.3). Le coefficient estimé de l'effet CVI étant élevé (0.0099, Tableau 14), son omission tendrait à surévaluer l'effet fiducie puisque 21 firmes sur les 49 ayant un ratio CVI élevé sont des fiducies de revenu.

Dans l'ensemble, l'omission des variables binaires réduit le coefficient  $R^2$  ajusté pour les trois modèles. Pour le modèle MCP, ce coefficient passe de 67 % à 38 % avec l'omission de ces variables binaires. Ces variables binaires ont ainsi un pouvoir explicatif non négligeable, d'autant plus que leur omission augmente davantage les constantes dans les trois modèles estimés. Par ailleurs, l'omission des variables binaires ne modifie que faiblement la valeur des primes de risque estimées ainsi que leur niveau de significativité. Néanmoins, pour le modèle MCP, l'omission de ces variables rend les primes de risque des 3<sup>e</sup> et 7<sup>e</sup> composantes principales significatives au seuil de 90 %.

Du côté du MFM, l'omission des variables binaires autre que les effets taille et fiducie a le même effet sur l'effet fiducie que pour le MCP puisque cet effet estimé serait également significativement plus élevé (Appendice E). Quant aux valeurs des primes de risque estimées, ces dernières sont également peu sensibles à l'omission des variables binaires. Cependant, cette omission rendrait la prime de risque liée à l'indice TSX significative à un seuil de 90 %. Quant au CAPM, l'omission de ces variables binaires entraînerait une prime de risque du CAPM davantage négative et significative. L'effet fiducie y serait encore peu élevé, mais demeurerait faible et non significatif.

---

<sup>90</sup> Nous avons maintenu les effets tailles comme variables dichotomiques puisque 75 % de nos fiducies de revenu sont des petites capitalisations.



Dans un autre ordre d'idée, en comparaison avec la valeur théorique de l'effet fiducie présentée au chapitre 1, les valeurs estimées de l'effet fiducie dans les modèles avec variables binaires sont néanmoins faibles pour les trois modèles alors qu'une seule de ces trois estimations est significative.

Considérant l'importance potentielle des conditions médiatiques présentées au chapitre 1 sur le rendement des fiducies, l'omission de variables médiatiques dans nos modèles pourrait également engendrer un biais de variable omise pour l'effet fiducie. Rappelons qu'un effet fiducie significativement positif est une condition nécessaire au respect de la loi du rendement unique. L'absence d'un effet fiducie significativement positif signifierait ainsi que le rendement des fiducies de revenu aurait été anormal. À cet égard, l'effet fiducie estimé est significatif et positif dans un seul des trois modèles estimés.

## 5.2 Estimations longitudinales

L'utilisation d'un panel est nécessaire pour l'intégration des variables médiatiques à nos modèles. L'intégration de ces effets médiatiques dans l'estimation de la seconde étape de la méthode à deux étapes génère des résultats qui sont plus intéressants pour l'effet fiducie puisque l'estimation de ce dernier devient significative et plus élevée dans les trois cas.

Brièvement, rappelons que, au chapitre 1, nous avons illustré l'importante ascension médiatique défavorable des fiducies de revenu. Cette ascension fût prédominante vers la fin 2005 et en 2006 et nous avons alors soulevé la possibilité que l'omission de variable temporelle captant l'effet de cette médiatisation défavorable engendre un biais de variable omise sur l'effet fiducie. Un tel biais engendrerait un effet fiducie plus faible qu'il ne l'aurait été puisque cette ascension médiatique reflèterait une appréciation prépondérante des risques défavorables quant à l'avenir des fiducies de revenu. Cette appréciation aurait diminué la valeur anticipée actualisée des flux monétaires futurs des parts et, par conséquent, aurait diminué la demande pour ce type d'actif, engendrant ainsi

une baisse du prix des parts. Cette baisse du prix des parts serait captée par le coefficient de l'effet fiduciaire.

C'est ainsi que nous avons ajouté au modèle les deux variables médiatiques présentées au chapitre 4. La première série est celle d'une variable dichotomique captant l'effet des mois pour lequel la médiatisation défavorable des fiducies fût importante alors que la seconde série est celle d'une variable dichotomique captant l'effet des mois pour lequel la croissance de la médiatisation des fiducies fût importante. De plus, nous avons croisé ces variables dichotomiques à la variable dichotomique des fiducies de revenu (« panel 3 » de chacun des modèles) et aux variables dichotomiques des petites et grandes capitalisations (« panel 4 » et « panel 5 » de chacun des modèles).

Par ailleurs, le panel nous permet d'inclure des effets fixes pour chacun des mois que couvre notre analyse. Ces variables temporelles captent les éléments propres à chacune des périodes. Ces effets *ad hoc* propres à chacune des périodes peuvent varier considérablement d'une période à l'autre, comme le témoigne la volatilité des séries des primes de risque estimées par la méthode de Fama et Macbeth. Malgré l'ajout de ces variables temporelles, les coefficients estimés en panel (voir le « Panel 1 » de chacun des modèles) sont identiques à ceux estimés transversalement sur le rendement moyen à la section 5.1.2.

Quant aux effets des caractéristiques individuelles, nous avons maintenu l'ajout des mêmes variables dichotomiques que celles incluses dans les régressions précédentes. Nous n'ajouterons donc pas d'effet fixe pour chacun des titres.

Malgré le fait que les variables dépendantes soient à nouveau les rendements observés des  $n$  titres pour les  $t$  périodes (puisque nous sommes en panel) les valeurs absolues des statistiques  $t$  de nos estimations sont, dans l'ensemble, légèrement supérieures à ce qui a été observé avec l'analyse transversale du rendement moyen. Ceci est attribuable à l'inclusion des effets fixes temporels et au fait que nos statistiques  $t$  sont robustes à l'hétéroscédasticité entre les périodes. Nos estimations sont robustes à

l'hétéroscédaticité temporelle plutôt qu'à l'hétéroscédasticité transversale en raison de la forte variabilité temporelle des coefficients estimés via la méthode Fama et Macbeth.

Sommairement, pour chaque modèle, nos estimations consistent en cinq panels. Les caractéristiques de ces panels sont identiques pour chacun des modèles. Ces panels sont les suivants :

1. Le premier panel estimé (« Panel 1 ») est celui des modèles de base duquel ont ajouté les effets fixes de période ;
2. Le second panel estimé (« Panel 2 ») est identique au premier, à la différence que ce dernier estime l'évolution de l'effet fiducie dans le temps. Ainsi, au lieu d'avoir une estimation de l'effet fiducie moyen pour la période 2001-2006, nous avons des estimations de l'effet fiducie pour les périodes 2001-2002, 2003-2004 et 2005-2006. Nous pouvons ainsi analyser si l'effet fiducie a été constant dans le temps ;
3. Le troisième panel estimé (« Panel 3 ») est identique au second à la différence que ce dernier capte les effets des variables médiatiques sur les fiducies de revenu ;
4. Le quatrième panel estimé (« Panel 4 ») est identique au troisième à la différence que ce dernier capte l'effet des variables médiatiques sur les petites et grandes capitalisations ;
5. Le cinquième panel (« Panel 5 ») estimé est identique au quatrième panel à la différence que ce dernier ne contient qu'une seule variable dichotomique pour l'effet fiducie. L'effet fiducie estimé est donc celui qui a prévalu entre 2001 et 2006.

Dans un autre ordre d'idées, la valeur du coefficient  $R^2$  ajusté dans les panels est beaucoup plus faible comparativement à ce qui est observé dans les régressions transversales sur le rendement moyen. Ceci est attribuable au fait que les variables indépendantes, qui sont des coefficients de sensibilités des titres face aux différents facteurs de risque, sont constantes d'une période à l'autre. Ainsi, ces sensibilités n'ont pas de pouvoir explicatif en ce qui concerne la variation temporelle des rendements des titres.

### 5.2.1 Résultats des estimations longitudinales

Mentionnons que, d'un panel à l'autre, les estimations des primes de risque des facteurs systématiques ne sont en aucun cas sensibles à l'ajout des variables dichotomiques sur les médias et de l'ajout des effets fixes de période. Au niveau des effets individuels, seuls les variables relatives à l'effet fiduciaire et à l'effet des grandes capitalisations sont sensibles à l'ajout des variables médiatiques. À l'exception de ces variables, les conclusions des estimations en panel sont donc les mêmes que celles de l'analyse transversale du rendement moyen.

Nous allons maintenant présenter les tableaux relatifs aux estimations longitudinales. Ces résultats sont analysés plus en profondeur au chapitre 6. Nous présentons un tableau par modèle, chaque tableau contenant les estimations de cinq panels.

Tel que mentionné, les estimations des effets fiduciaire aux panels 1 de chacun de nos modèles sont identiques à ce qui a été estimé transversalement pour chacun des trois modèles et ce malgré l'ajout d'effets fixes temporels. Ainsi, aux panels 1, l'effet fiduciaire n'est encore significatif que pour un seul modèle, soit le modèle MCP.

**Tableau 16**  
**Estimation du CAPM en panel**

	Panel 1	Panel 2	Panel 3	Panel 4	Panel 5
<b>Constante et prime de risque :</b>					
Constante	0.013422 (7.559130)***	0.013422 (7.558663)***	0.013422 (7.558196)***	0.013422 (7.557261)***	0.013422 (7.557728)***
Prime de risque du CAPM	-0.002249 (-1.543563)	-0.002249 (-1.543468)	-0.002249 (-1.543373)	-0.002249 (-1.543182)	-0.002249 (-1.543277)
<b>Caractéristiques individuelles :</b>					
Effet fiducie	0.000975 (0.435348)				0.005158 (1.907464)*
Effet fiducie 2001-2002		0.006935 (1.436947)	0.008172 (1.855685)*	0.009249 (2.040952)**	
Effet fiducie 2003-2004		0.004573 (1.161792)	0.005891 (1.401951)	0.006969 (1.628435)	
Effet fiducie 2005-2006		-0.009663 (-2.509194)**	-0.005571 (-1.229373)	-0.004494 (-0.984420)	
Titres du secteur de l'énergie	0.003602 (0.805476)	0.003602 (0.805426)	0.003602 (0.805376)	0.003602 (0.805276)	0.003602 (0.805326)
Petites capitalisations	0.001079 (0.522131)	0.001079 (0.522098)	0.001079 (0.522066)	0.000954 (0.343912)	0.000954 (0.343933)
Grandes capitalisations	-0.002381 (-1.153794)	-0.002381 (-1.153723)	-0.002381 (-1.153651)	0.005564 (2.218109)**	0.005564 (2.218246)**
Rendement moyen négatif	-0.027047 (-11.01362)***	-0.027047 (-11.01294)***	-0.027047 (-11.01226)***	-0.027047 (-11.01090)***	-0.027047 (-11.01158)***
CVI élevé	0.006198 (2.896478)***	0.006198 (2.896299)***	0.006198 (2.896120)***	0.006198 (2.895762)***	0.006198 (2.895941)***
Asymétrie positive	0.011969 (6.764368)***	0.011969 (6.763950)***	0.011969 (6.763532)***	0.011969 (6.762695)***	0.011969 (6.763113)***
Forte médiatisation * Fiducies			-0.001106 (-0.214475)	-0.002910 (-0.542062)	-0.002063 (-0.373538)
Mauvaises nouvelles * fiducies			-0.007597 (-1.936977)*	-0.008993 (-2.064015)**	-0.014972 (-3.216020)***
Mauvaises nouvelles * Grandes				-0.003606 (-1.080031)	-0.003606 (-1.080098)
Mauvaises nouvelles * Petites				0.004263 (0.920287)	0.004263 (0.920344)
Forte médiatisation * Grandes				-0.016765 (-3.599394)***	-0.016765 (-3.599617)***
Forte Médiatisation * Petites				-0.001911 (-0.378957)	-0.001911 (-0.378981)
R <sup>2</sup> ajusté	0.085695	0.085908	0.085852	0.086014	0.085946
Durbin-Watson	2.024690	2.025492	2.025446	2.025556	2.025058

Note : \* est significatif au seuil de 90 % ; \*\* est significatif au seuil de 95 % et \*\*\* est significatif à un seuil de 99 %.

Note : les valeurs entre ( ) sont les statistiques t corrigées par la matrice de White pour l'hétéroscédasticité entre les périodes

**Tableau 17**  
**Estimation du modèle à composantes principales en panel**

	Panel 1	Panel 2	Panel 3	Panel 4	Panel 5
<b>Primes de risque et constante</b>					
Constante	0.006499 (4.091473)***	0.006499 (4.091220)***	0.006499 (4.090967)***	0.006499 (4.090461)***	0.006499 (4.090714)***
Composante 1	0.013160 (6.138646)***	0.013160 (6.138266)***	0.013160 (6.137886)***	0.013160 (6.137127)***	0.013160 (6.137507)***
Composante 2	-0.011239 (-3.062722)***	-0.011239 (-3.062533)***	-0.011239 (-3.062343)***	-0.011239 (-3.061965)***	-0.011239 (-3.062154)***
Composante 3	-0.002458 (-0.439731)	-0.002458 (-0.439703)	-0.002458 (-0.439676)	-0.002458 (-0.439622)	-0.002458 (-0.439649)
Composante 4	-0.009201 (-0.165077)	-0.009201 (-0.165067)	-0.009201 (-0.165057)	-0.009201 (-0.165036)	-0.009201 (-0.165046)
Composante 5	0.030685 (3.454175)***	0.030685 (3.453961)***	0.030685 (3.453747)***	0.030685 (3.453320)***	0.030685 (3.453534)***
Composante 6	0.001159 (0.007617)	0.001159 (0.007616)	0.001159 (0.007616)	0.001159 (0.007615)	0.001159 (0.007616)
Composante 7	0.008096 (1.097639)	0.008096 (1.097571)	0.008096 (1.097503)	0.008096 (1.097367)	0.008096 (1.097435)
<b>Effets individuels :</b>					
Effet fiducie	0.004728 (2.164914)**				0.008911 (3.672154)***
Effet fiducie 2001-2002		0.010687 (2.192744)**	0.011925 (2.779326)***	0.013002 (2.940400)***	
Effet fiducie 2003-2004		0.008326 (2.115548)**	0.009644 (2.362873)**	0.010721 (2.576766)**	
Effet fiducie 2005-2006		-0.005910 (-1.606589)	-0.001819 (-0.432933)	-0.000742 (-0.175018)	
Titres du secteur de l'énergie	0.004250 (0.933105)	0.004250 (0.933048)	0.004250 (0.932990)	0.004250 (0.932875)	0.004250 (0.932932)
Petites capitalisations	-0.001352 (-0.876848)	-0.001352 (-0.876794)	-0.001352 (-0.876740)	-0.001477 (-0.552012)	-0.001477 (-0.552046)
Grandes capitalisations	0.000186 (0.104373)	0.000186 (0.104366)	0.000186 (0.104360)	0.008131 (3.058997)***	0.008131 (3.059186)***
Rendement moyen négatif	-0.023347 (-10.60165)***	-0.023347 (-10.60100)***	-0.023347 (-10.60034)***	-0.023347 (-10.59903)***	-0.023347 (-10.59969)***
CVI élevé	0.009943 (5.612127)***	0.009943 (5.611780)***	0.009943 (5.611433)***	0.009943 (5.610739)***	0.009943 (5.611086)***
Asymétrie positive	0.007501 (5.493021)***	0.007501 (5.492681)***	0.007501 (5.492342)***	0.007501 (5.491662)***	0.007501 (5.492002)***
Forte médiatisation * Fiducies			-0.001106 (-0.214435)	-0.002910 (-0.541961)	-0.002063 (-0.373469)
Mauvaises nouvelles * fiducies			-0.007597 (-1.936618)**	-0.008993 (-2.063632)**	-0.014972 (-3.215423)***
Mauvaises nouvelles * Larges				-0.003606 (-1.079831)	-0.003606 (-1.079898)
Mauvaises nouvelles * Petites				0.004263 (0.920116)	0.004263 (0.920173)
Forte médiatisation * Larges				-0.016765 (-3.598726)***	-0.016765 (-3.598949)***
Forte Médiatisation * Petites				-0.001911 (-0.378887)	-0.001911 (-0.378911)
R <sup>2</sup> ajusté	0.092328	0.087995	0.087939	0.093095	0.088033
Durbin-Watson	2.030074	2.030880	2.030835	2.030947	2.030446

Note : \* est significatif au seuil de 90 %, \*\* est significatif au seuil de 95 % et \*\*\* est significatif à un seuil de 99 %

Note : les valeurs entre ( ) sont les statistiques t corrigées par la matrice de White pour l'hétéroscédasticité entre les périodes

**Tableau 18**  
**Estimation du modèle à facteurs macroéconomiques en panel**

	Panel 1	Panel 2	Panel 3	Panel 4	Panel 5
<b>Primes de risque et constante :</b>					
Constante	0.009184 (5.638315)***	0.009184 (5.637966)***	0.009184 (5.637617)***	0.009184 (5.636920)***	0.009184 (5.637268)***
Changement de l'aversion	0.000153 (1.681694)*	0.000153 (1.681590)*	0.000153 (1.681486)*	0.000153 (1.681278)*	0.000153 (1.681382)*
Prod. Industrielle non-anticipée	0.001174 (3.011831)***	0.001174 (3.011645)***	0.001174 (3.011459)***	0.001174 (3.011086)***	0.001174 (3.011272)***
SP 500	-0.002035 (-1.521075)	-0.002035 (-1.520981)	-0.002035 (-1.520887)	-0.002035 (-1.520699)	-0.002035 (-1.520793)
Indice ISM	7.72E-05 (0.037654)	7.72E-05 (0.037652)	7.72E-05 (0.037650)	7.72E-05 (0.037645)	7.72E-05 (0.037647)
Baril de pétrole (\$US)	0.013411 (3.810755)***	0.013411 (3.810519)***	0.013411 (3.810284)***	0.013411 (3.809812)***	0.013411 (3.810048)***
TSX	0.005550 (3.179440)***	0.005550 (3.179243)***	0.005550 (3.179046)***	0.005550 (3.178653)***	0.005550 (3.178850)***
Inflation non-anticipée	0.000211 (0.850393)	0.000211 (0.850340)	0.000211 (0.850287)	0.000211 (0.850182)	0.000211 (0.850235)
<b>Effets individuels :</b>					
Effet fiducie	0.002493 (1.183525)				0.006676 (2.511250)**
Effet fiducie 2001-2002		0.008453 (1.770231)*	0.009690 (2.211793)**	0.010767 (2.387685)**	
Effet fiducie 2003-2004		0.006091 (1.547292)	0.007409 (1.754065)*	0.008487 (1.973407)**	
Effet fiducie 2005-2006		-0.008145 (-2.216939)**	-0.004053 (-0.919996)	-0.002976 (-0.670322)	
Titre du secteur de l'énergie	0.004703 (0.992243)	0.004703 (0.992181)	0.004703 (0.992120)	0.004703 (0.991997)	0.004703 (0.992058)
Petite capitalisation	-0.001630 (-0.965100)	-0.001630 (-0.965040)	-0.001630 (-0.964981)	-0.001755 (-0.621011)	-0.001755 (-0.621049)
Grande capitalisation	-0.001244 (-0.689957)	-0.001244 (-0.689914)	-0.001244 (-0.689872)	0.006701 (2.664956)***	0.006701 (2.665121)***
Rendement moyen négatif	-0.024182 (-11.38276)***	-0.024182 (-11.38205)***	-0.024182 (-11.38135)***	-0.024182 (-11.37994)***	-0.024182 (-11.38065)***
CVI élevé	0.009614 (5.169919)***	0.009614 (5.169600)***	0.009614 (5.169280)***	0.009614 (5.168640)***	0.009614 (5.168960)***
Asymétrie positive	0.009423 (6.308097)***	0.009423 (6.307707)***	0.009423 (6.307317)***	0.009423 (6.306536)***	0.009423 (6.306926)***
Bonnes nouvelles * Fiducie			-0.001106 (-0.214435)	-0.002910 (-0.541961)	-0.002063 (-0.373469)
Mauvaises nouvelles * fiducie			-0.007597 (-1.936618)*	-0.008993 (-2.063632)**	-0.014972 (-3.215423)***
Mauvaises nouvelles * Large				-0.003606 (-1.079831)	-0.003606 (-1.079898)
Mauvaises nouvelles * Petite				0.004263 (0.920116)	0.004263 (0.920173)
Bonnes nouvelles * Large				-0.016765 (-3.598726)***	-0.016765 (-3.598949)***
Bonne nouvelles * Petite				-0.001911 (-0.378887)	-0.001911 (-0.378911)
R2 ajusté	0.087364	0.087577	0.087521	0.087683	0.087615
Durbin-Watson	2.029145	2.029950	2.029905	2.030016	2.029516

Note : \* est significatif au seuil de 90 % ; \*\* est significatif au seuil de 95 % et \*\*\* est significatif à un seuil de 99 %

Note : les valeurs entre ( ) sont les statistiques t corrigées par la matrice de White pour l'hétéroscédasticité entre les périodes

Lorsque l'on analyse l'évolution de l'effet fiduciaire dans le temps (Panel 2), on constate pour chacun des modèles que la valeur estimée de cet effet est sensiblement identique pour les périodes 2001-2002 et 2003-2004. Pour les trois modèles, les effets fiduciaires sont significatifs pour ces périodes et les valeurs respectives de ces estimations sont plus du double de celles des effets fiduciaires présentés aux panels 1.

Toujours pour ces deux périodes, les valeurs estimées de l'effet fiduciaire par le MCP sont encore les plus élevées parmi les trois modèles alors que celles estimées par le CAPM sont encore les plus faibles. Pour les trois modèles, l'effet fiduciaire a été légèrement supérieur pour la période 2001-2002.

Quant à la période 2005-2006, on constate que l'effet fiduciaire estimé a été négatif pour chacun des trois modèles et significatifs pour le MFM et le CAPM. L'effet fiduciaire n'a donc pas été constant dans le temps et c'est l'effet fiduciaire de 2005-2006 qui diminue les estimations de l'effet fiduciaire de la période 2001-2006 présentées aux panels 1.

C'est ainsi que nous avons estimé l'effet des variables médiatiques sur les fiduciaires de revenu aux panels 3. Dans les trois cas, nous constatons que les « mauvaises nouvelles » ont affecté négativement et significativement les fiduciaires de revenu. Pour les trois modèles, les coefficients estimés sont les mêmes (-0,7597 %) et ont une valeur annuelle de -9,5 %. Quant à l'effet de la forte médiatisation des fiduciaires sur elles-mêmes, cet effet ne s'est pas avéré significatif dans aucun des trois cas.

Par ailleurs, avec l'ajout de ces deux variables, la valeur négative de l'effet fiduciaire pour 2005-2006 est réduit d'environ de moitié et cette valeur n'est maintenant plus significative dans aucun des trois modèles. Pour le MCP, la valeur de l'effet fiduciaire est même très faible -0,18 % (-2,2 % en terme annuel).

Aux panels 4, nous avons analysé l'impact des variables médiatiques des fiduciaires de revenu sur les petites et grandes capitalisations. Nous avons ainsi rajouté quatre variables dichotomiques, mais seule la variable captant l'impact de la forte médiatisation des



fiducies sur les grandes capitalisations fût significative et négative. Curieusement, cette variable est davantage négative et significative que l'impact de la médiatisation défavorable sur les fiducies de revenu pour les trois modèles. De plus, la variable relative aux grandes capitalisations devient significative dans les trois modèles. Les grandes capitalisations auraient donc été significativement sous-évaluées<sup>91</sup> pendant la période analysée. Aux panels 1 et 2, la variable relative aux grandes capitalisations n'était pas significative dans aucun des trois modèles. Nous commentons ces caractéristiques propres aux grandes capitalisations à la section 6.2.

Par ailleurs, l'inclusion des variables médiatiques aux panels 4 diminue également la valeur négative de l'effet fiducie en 2005-2006 et augmente légèrement l'impact négatif de la médiatisation défavorable des fiducies. De plus, l'inclusion de ces variables augmente légèrement la valeur des effets fiducies des périodes 2001-2002 et 2003-2004.

Enfin, pour chacun des panels 5, nous avons estimé un panel identique à celui du panel 4 à la différence que l'effet fiducie estimé est celui couvrant la période 2001 à 2006, comme pour les panels 1. L'effet fiducie est maintenant significatif dans les trois modèles et plus élevé à ce qui est observé aux panels 1. L'effet fiducie du MCP est encore le plus élevé alors que celui du CAPM est encore le plus faible. L'effet fiducie du MCP est maintenant de 1,2 %, ou de 15 % en terme annuel, mais est encore inférieur à celui identifié au chapitre 1. Néanmoins, l'inclusion des effets des variables médiatiques sur les fiducies, les petites et grandes capitalisations a réduit en partie (ou en forte proportion) le biais de variable omise lié à l'arrivée du risque intrinsèque sur l'avenir des fiducies. Nous interpréterons l'effet fiducie davantage au chapitre 6.

---

<sup>91</sup> Voir interprétation au chapitre 6.

## CHAPITRE 6

### DISCUSSION SUR L'EFFET FIDUCIE

#### 6.1 L'effet fiducie

Notre objectif de recherche était d'identifier la présence de l'effet fiducie dans les rendements boursiers des fiducies de revenu. Rappelons que la présence d'un effet fiducie positif est une condition nécessaire, mais non suffisante, au respect de la loi du rendement unique.

En raison de la forte médiatisation des fiducies, nous avons évoqué la possibilité que l'effet fiducie estimé transversalement soit biaisé et tel fût le cas. C'est ainsi que notre deuxième hypothèse de recherche était de vérifier si les médias avaient eu un impact sur le rendement des fiducies. À cet égard, l'effet des médias défavorables sur les fiducies de revenu a été négatif et significatif (panels 3 à 5) alors que l'effet de la forte croissance de la médiatisation des fiducies n'a pas eu d'impact sur le rendement de ces dernières (panels 3 à 5) (Voir section 6.2).

Sans l'inclusion des variables médiatiques, l'effet fiducie n'est valide que dans un seul des trois modèles et est faible dans les trois cas (Panels 1). L'inclusion des variables médiatiques rend l'effet fiducie plus élevé et significatif dans les trois cas (Panels 5). L'effet fiducie est également significativement différent de zéro dans les trois modèles (Panels 5) et ces estimations sont présentées au tableau 19. On peut ainsi affirmer que la condition nécessaire de la présence d'un effet fiducie positif a été vérifiée pour la période 2001-2006.

**Tableau 19**  
Effet fiducie compensé des effets médiatiques (résultats des panels 5)

Méthode d'estimation	Effet fiducie 2001-2006	Effet fiducie – Annuel
CAPM	0.005158 (1.91)* [3.638419]*	6.37 %
MCP	0.008911 (3.67)** [6.306378]**	11.23 %
MFm	0.006676 (2.51)** [4.686853]**	8.3 %

Note : La valeur entre ( ) correspond à la valeur de la statistique t et la valeur entre [ ] correspond à la valeur de la statistique F du test d'hypothèse d'un effet fiducie nul :

Note : \*, \*\*, \*\*\*, sont respectivement des seuils de significativité de 90 %, 95 % et de 99 %.

Par ailleurs, plus le modèle a un pouvoir explicatif élevé, plus l'effet fiducie estimé est élevé. L'effet fiducie le plus élevé est celui capté par le modèle MCP et a une valeur annuelle de 11,23 %. Néanmoins, pour les trois modèles, la valeur de l'effet fiducie en terme annuel est inférieure à l'effet fiducie présenté au chapitre 1, soit 28,1 %. Rappelons que cet effet fiducie de 28,1 % n'est qu'une compensation pour la non admissibilité au crédit d'impôt pour dividendes, nonobstant les considérations des régimes de placement à imposition différé et de la responsabilité illimitée pour les détenteurs de parts.

Par ailleurs, l'effet fiducie n'a pas été constant dans le temps puisque cet effet a été plus élevé que l'effet fiducie moyen pour les périodes 2001-2002 et 2003-2004 et est faiblement négatif pour 2005-2006. Les effets fiducie estimés avec le modèle MCP ont été respectivement de 16,77 % et de 13,62 % en terme annuel pour les périodes 2001-2002 et 2003-2004. Ces taux s'avèrent encore inférieur à l'effet fiducie de 28,01 %, mais il est difficile de conclure formellement à une surévaluation des fiducies puisque le « vrai » effet fiducie est inconnu. Ce dernier est inconnu en raison de l'impact inconnu de la responsabilité illimitée (section 1.7.3.1) sur l'effet fiducie et de l'impact inconnu sur l'effet fiducie de la détention de part dans des régimes d'épargne à imposition différé (section 1.7.3.2).

Malgré le fait que nous ne connaissons pas la valeur exacte de l'effet fiducie, l'éventualité que les fiducies puissent avoir été surévaluées au cours de la période 2001-2004 est plausible pour trois raisons. Premièrement, les estimations en terme annuel de l'effet fiducie sont inférieures à l'effet fiducie de 28,1 % d'au moins 10 %.

Deuxièmement, la détention de fiducies dans le cadre de régime d'épargne à imposition différé a été modérée au cours de la période analysée, ce qui limite la baisse de l'effet fiducie par rapport au niveau de 28,1 %. Troisièmement, cette baisse de l'effet fiducie est également limitée par l'ajout à l'effet fiducie d'une prime de risque compensant pour la responsabilité illimitée. Malgré cette apparence de surévaluation, il nous est impossible de conclure formellement à la surévaluation pour ces deux périodes puisqu'il nous est impossible de statuer sur une valeur précise de l'effet fiducie. Nous sommes ainsi contraint à constater le respect de la condition nécessaire de l'effet fiducie positif estimé pour ces deux périodes.

Quant à l'effet fiducie estimé pour la période 2005-2006, ce dernier a été faiblement négatif et non significatif malgré l'inclusion des variables médiatiques. Sans l'inclusion de ces dernières, l'effet fiducie estimé est significativement négatif. L'effet fiducie n'a donc pas été constant dans le temps et la condition nécessaire d'un effet fiducie positif n'a pas été observée pour cette période. Il importe toutefois de nuancer l'interprétation de l'effet fiducie pour cette période.

En fait, la variable dichotomique propre aux fiducies de revenu n'a pas uniquement capté l'effet fiducie – le rendement excédentaire lorsque les prix sont à leur « équilibre » - pour la période 2005-2006, mais également l'ajustement de prix à la baisse des fiducies attribuable à la hausse des avantages du crédit d'impôt pour dividendes annoncée en novembre 2005 (section 1.4.2). Rappelons que la hausse des taux de crédit d'impôt impliquait un effet fiducie exigé plus élevé et nécessitait un ajustement à la baisse de la valeur marchande du capital des fiducies. En d'autres mots, l'estimation de l'effet fiducie pour la période 2005-2006 tient également compte de l'ajustement à la baisse de la valeur du capital des fiducies attribuable à la baisse de la demande des fiducies causée par la hausse du crédit d'impôt pour dividendes.

De plus, deux autres éléments pourraient également expliquer cette faible valeur de l'effet fiducie en 2005-2006 et ces deux éléments concernent également une baisse de la valeur du capital des fiducies. Ces éléments sont :

1. Le risque intrinsèque lié à l'avenir du statut fiscal des fiducies n'a pas été complètement isolé avec notre variable dichotomique des médias défavorables ;
2. Les marchés ont constaté que les fiducies de revenu étaient surévaluées de 2001 à 2004 (si tel a été le cas) et leur prix de vente s'est ajusté en conséquence.

Qualitativement, nous ne pouvons pas statuer sur le non-respect de la condition nécessaire d'un effet fiducie positif en 2005-2006 en raison des ajustements à la baisse des prix des fiducies captés par la variable binaire des fiducies. Formellement, il nous est toutefois impossible de constater le respect de la condition nécessaire de l'effet fiducie positif pour la période 2005-2006.

Dans un autre ordre d'idées, la juste évaluation de la valeur marchande des fiducies aurait été un processus complexe en raison de la complexité des structures sous-jacentes aux fiducies. À cet égard, King (2003, p.9) évoque que cette complexité aurait même pu limiter la compréhension qu'avaient les investisseurs institutionnels de la structure sous-jacente des fiducies. Une telle compréhension est essentielle à l'analyse financière d'un titre.

En somme, s'il nous est impossible de statuer *ex post* sur une valeur précise de l'effet fiducie et que, en plus, l'évaluation de la valeur fondamentale des fiducies était complexe en raison de la structure sous-jacente des fiducies<sup>92</sup>, alors il est tout simplement possible les investisseurs aient été soumis à une « l'asymétrie d'information » telle que celle-ci aurait engendré une « mauvaise » évaluation des fiducies.

---

<sup>92</sup> À cet égard, les fiducies détenaient plusieurs entités et/ou trust qui détenaient à leur tour d'autres entités. Parfois les fiducies détiennent ces entités de façon majoritaire alors que parfois la fiducie n'était qu'un détenteur minoritaire de ce type d'entité. Un exemple intéressant à cet égard est celui de la fiducie *Cineplex Galaxy Income Trust* (Beck et Romano (2004), p. 82). Cette fiducie détient un Trust qui est propriétaire minoritaire deux entités. Chacune de ces entités est de juridiction légale différente, mais canadienne dans tout les cas.

## 6.2 Impact de la forte médiatisation des fiducies de revenu

Contrairement à la médiatisation défavorable des fiducies de revenu, la forte médiatisation des fiducies n'a pas eu d'impact sur le rendement de ces dernières. Néanmoins, la forte médiatisation des fiducies a eu un impact défavorable important sur la valeur des grandes capitalisations, et ce dans les trois modèles. En fait, dans les trois cas, l'impact de la forte médiatisation des fiducies est davantage défavorable pour le rendement des grandes capitalisations que ne l'est l'impact de la médiatisation défavorable des fiducies sur le rendement des fiducies.

Ce qui précède semble être *a priori* peu intuitif, mais une interprétation possible est celle du comportement opposé de deux types d'investisseurs, soit les « petits investisseurs » et les investisseurs institutionnels. Les petits investisseurs étant vraisemblablement soumis à une asymétrie d'information<sup>93</sup> plus importante que celle des joueurs institutionnels en ce qui concerne la compréhension des structures des fiducies, il est probable que les petits investisseurs aient été très sensibles à la forte médiatisation des fiducies puisque celle-ci était génératrice d'information sur le rendement de ces dernières.

Par analogie, les fiducies de revenu étaient, pour ces derniers, des « boîtes noires » et la forte médiatisation des fiducies engendrait des signaux d'information pour ces investisseurs en ce qui a trait à la rentabilité des fiducies et à la diffusion de certains pronostics sur la rentabilité future de ces dernières (ce que font parfois certains médias écrits). Plus précisément, les fiducies étaient des « boîtes noires » en apparence très rentables puisque le rendement moyen des fiducies a été élevé<sup>94</sup>, l'écart-type des fiducies a été en général faible<sup>95</sup> et la croissance de la capitalisation de ces dernières fût importante au cours de la période utilisé. Il est donc vraisemblable que la forte médiatisation des fiducies (qui exclut la médiatisation du terme « *Government* ») soit davantage composée de « bonnes nouvelles » que de « mauvaises ». C'est ainsi que cette

<sup>93</sup> On entend par asymétrie non pas l'accès à l'information publique, mais plutôt la compréhension de cette dernière.

<sup>94</sup> Mais peut être pas assez élevé pour compenser pour l'absence de crédit d'impôt.

<sup>95</sup> Rappelons que sur 49 titres ayant un ratio CVI élevé, 21 sont des fiducies de revenu.

médiatisation aurait engendrée une hausse de la demande des fiducies pour les petits investisseurs.

Sous l'hypothèse que les petits investisseurs détiennent en général une pondération importante de grandes capitalisations dans leur portefeuille – puisque l'information publique sur les grandes capitalisations est possiblement davantage détaillée et médiatisée que l'information des petites ou moyennes capitalisations – alors la forte médiatisation des fiducies aurait entraînée un effet de substitution de la détention des titres de grandes capitalisations vers des titres de fiducies. Plus encore, si les petits investisseurs n'étaient pas informés sur l'effet fiducie – rappelons que l'effet fiducie est absent dans la littérature –, alors l'apparence de rendement excédentaire des fiducies aurait amplifié ce potentiel effet de substitution.

Cependant, comment expliquer que l'effet fiducie n'ait pas été sensible à la hausse de cette demande des petits investisseurs (donc insensible à la forte médiatisation) ? La réponse pourrait être celle d'une baisse de la demande des investisseurs institutionnels, ces derniers voyant un risque sous-jacent et potentiellement prépondérant face à cette forte médiatisation « positive ». En effet, rappelons que les « bonnes nouvelles » des fiducies sont synonymes de pertes de revenu supplémentaires pour le gouvernement, ce qui augmentait l'incitatif de ce dernier à modifier la fiscalité relative aux fiducies. Que ce soit par une hausse du crédit d'impôt pour dividendes ou par une modification directe de la taxation des fiducies, une modification de la fiscalité aurait résultée en une perte de valeur en capital des parts. Précisément, la forte médiatisation aurait pu être perçue comme étant indicateur précurseur d'une hausse du risque de modification du statut fiscal des fiducies ou du crédit d'impôt pour dividendes. En conséquence, au même moment où la demande des petits investisseurs s'appréciait, celle des joueurs institutionnels aurait diminué, engendrant un impact non significatif de la forte médiatisation sur la valeur des fiducies. Cette position de vendeur des joueurs institutionnels est également cohérente avec notre analyse de la surévaluation des fiducies.

Par ailleurs, le coefficient relatif aux grandes capitalisations est positif et significatif lorsque l'on isole l'effet médiatique sur l'effet de taille (panels 4 et 5), signifiant que les titres des grandes capitalisations auraient été sous évalués. Ceci serait attribuable au fait que les bonnes nouvelles des fiducies auraient fait diminuer la demande des grandes capitalisations (effet de substitution des petits investisseurs), ce qui aurait engendré des prix plus faibles pour les titres des grandes capitalisations. Cette sous-évaluation signifierait donc que les joueurs institutionnels auraient été vendeurs de titres de fiducie mais pas nécessairement (du moins dans la même proportion) acheteurs de grandes capitalisations en contrepartie.

Puisque les joueurs institutionnels auraient été vendeurs au même moment que les petits investisseurs étaient acheteurs, l'effet des bonnes nouvelles sur le rendement des fiducies de revenu aurait été nul, du moins non significatif. Cette situation est nulle autre qu'une situation dans laquelle deux types de « joueurs » ont des ensembles d'information imparfait mais différents et des anticipations différentes. C'est ainsi que ces deux types de joueurs auraient eus des comportements différents face au même événement qu'était la forte médiatisation des fiducies.



## CONCLUSION

Les fiducies de revenu ont constitué jusqu'à 16 % des entreprises inscrites à la Bourse de Toronto et engendraient annuellement des pertes de plusieurs centaines de millions de dollars en revenus gouvernementaux au niveau fédéral et provincial.

Une caractéristique importante de ce type d'entité concerne l'effet fiducie, cette compensation au niveau du rendement boursier des parts pour l'absence de crédit d'impôt pour les distributions. L'effet fiducie étant absent de la littérature, l'identification et l'estimation de ce dernier constituent des apports à la littérature économique et financière canadienne.

Théoriquement, à risque égal, le rendement des fiducies devrait être supérieur à celui des actions ordinaires dans une proportion équivalente à l'effet fiducie. Toutefois, il n'existe pas de valeur théorique précise appréhendée pour l'effet fiducie en raison de l'impact inconnu sur le rendement des fiducies des régimes d'épargne à imposition différé et de la responsabilité illimitée des détenteurs de parts. Par conséquent, il n'existe pas de condition suffisante permettant de statuer sur la juste évaluation du rendement des fiducies par le marché. Toutefois, une condition nécessaire à la juste évaluation des fiducies est l'estimation d'un effet fiducie positif et c'est ce que nous avons voulu tester.

L'effet fiducie a été estimé via trois modèles d'évaluation d'actifs financiers. Dans tous les cas, avec l'ajout des variables médiatiques corrigeant pour le biais de variable omise, la condition nécessaire d'un effet fiducie positif est vérifiée pour la période 2001 à 2006. Aussi, nous avons constaté que plus le modèle a un pouvoir explicatif élevé, plus l'effet fiducie estimé est élevé et plus la constante estimée est faible, cette dernière se rapprochant de la valeur moyenne du rendement de l'actif sans risque. À cet égard,

l'estimation la plus élevée de l'effet fiducie est celle provenant du modèle à composantes principales (MCP). Le respect de la condition nécessaire de l'effet fiducie positif implique que le rendement boursier des fiducies a au moins compensé en partie pour l'absence d'admissibilité des détenteurs de parts au crédit d'impôt pour dividendes.

Bien qu'il soit impossible de le démontrer, nous avons évoqué au chapitre 6 que le scénario de surévaluation des fiducies était vraisemblable entre 2001 et 2004 puisque la valeur annualisée de l'effet fiducie est au moins 10 % inférieure à l'effet fiducie hypothétique annualisée de 28,1 %. Un tel écart n'est pas négligeable considérant que la détention des fiducies dans des régimes d'épargne à imposition différée aurait été modérée au cours de cette période<sup>96</sup>. Ainsi, la faible estimation de l'effet fiducie signifierait que les fiducies auraient été surévaluées, impliquant indirectement le fait que le marché n'ait pas accordé une importance prépondérante à la responsabilité légale illimitée des détenteurs de parts.

À l'opposé, la simple analyse économétrique du rendement des fiducies de revenu sans une connaissance de l'effet fiducie aurait menée à la conclusion inverse. En fait, le coefficient relatif aux fiducies étant significatif et positif, l'interprétation de ce dernier aurait été celle d'une sous-évaluation des parts et / ou de la présence d'une prime de risque supplémentaire liée à la responsabilité illimitée des détenteurs de parts.

Quant à notre conclusion, cette potentielle surévaluation des fiducies serait également cohérente avec le fait que l'analyse de la valeur fondamentale des fiducies de revenu aurait été un processus « complexe » pour les investisseurs en raison de l'existence de l'effet fiducie et de la complexité des structures sous-jacentes aux fiducies. La combinaison de cette complexité d'analyse avec la présence de signaux « crédibles » que projetaient les fiducies quant à la qualité, la stabilité et la pérennité de leurs distributions pourrait être la cause d'une telle surévaluation des fiducies. En d'autres mots, la surévaluation des fiducies ne serait que la conséquence d'une asymétrie d'information,

---

<sup>96</sup> Selon Mintz et Aggarwal (2004), p.806, seulement 6,2 % des fiducies canadiennes étaient détenues par des caisses de retraites.

soit celle résultant de l'incapacité des investisseurs à identifier correctement les risques sous-jacents aux entités détenues par les fiducies. Ce qui précède est le reflet du concept de la rationalité limitée en finance : plus un titre financier est complexe à analyser, plus il est probable que les investisseurs ne soient pas en mesure d'évaluer cet actif à sa juste valeur marchande.

Enfin, l'utilisation des rendements des fiducies de revenu dans le cadre de l'estimation de modèle d'évaluation d'actifs financiers (dans une fin autre que l'analyse de l'effet fiducie) pourrait diminuer le pouvoir explicatif de ces modèles si ces derniers n'incluent pas de variables binaires pour les fiducies. L'omission d'une telle variable impliquerait que l'effet fiducie soit capté par la constante estimée dans la méthode à deux étapes<sup>97</sup>, celle-ci reflétant théoriquement la valeur du taux sans risque. Également, le rendement des fiducies a été fortement tributaire de différents éléments liés au rôle du Gouvernement quant à l'avenir de ces entités, éléments qui ne sont pas captés par les facteurs de risque systématique. Ces éléments sont l'arrivée du risque prépondérant sur l'avenir des fiducies, la modification du crédit d'impôt pour dividendes en novembre 2005 et la mesure législative majeure abolissant progressivement les avantages fiscaux des fiducies en octobre 2006. Par conséquent, l'inclusion des fiducies de revenu dans ces modèles n'est pas recommandée.

---

<sup>97</sup> Par exemple, l'estimation de la constante dans le MCP au tableau 14 est de 0.00649 avec l'effet fiducie mais serait de 0.0075 avec l'omission de l'estimation de l'effet fiducie.

## APPENDICE A : VARIABLES MÉDIATIQUES DÉFAVORABLES

Variable dichotomique - mauvaises nouvelles			
	Variable binaire	Nombre articles	Justification
01M02		1	
01M03		1	
01M04		1	
01M05		0	
01M06		0	
01M07		0	
01M08		1	
01M09		0	
01M10		0	
01M11		0	
01M12		2	
02M01		3	
02M02		1	
02M03		0	
02M04		1	
02M05	1	38	20 articles et plus
02M06	1	37	20 articles et plus
02M07		2	
02M08		5	
02M09		3	
02M10		7	
02M11		7	
02M12		4	
03M01		6	
03M02		5	
03M03		8	
03M04		7	
03M05		2	
03M06		5	
03M07		2	
03M08		3	
03M09		7	
03M10		6	
03M11		2	
03M12		8	
04M01		7	
04M02		10	
04M03	1	55	20 articles et plus
04M04	1	16	Entre 2 mois avec plus de 19 articles
04M05	1	34	20 articles et plus
04M06		7	
04M07		7	
04M08		11	
04M09		10	
04M10		10	
04M11		6	
04M12		11	
05M01	1	25	20 articles et plus
05M02		18	
05M03		6	
05M04		9	
05M05		11	
05M06		15	
05M07		16	
05M08		7	
05M09	1	134	20 articles et plus
05M10	1	115	20 articles et plus
05M11		185	Non-abolition des fiducies
05M12	1	159	20 articles et plus
06M01	1	232	20 articles et plus
06M02	1	37	20 articles et plus
06M03	1	71	20 articles et plus
06M04	1	31	20 articles et plus
06M05		19	
06M06		11	
06M07		12	
06M08		14	
06M09	1	31	20 articles et plus

## APPENDICE B : FORTE MÉDIATISATION DES FIDUCIES DE REVENU

Variable dichotomique - Forte croissance des fiducies de revenu

Variable binaire		Nombre articles	Justification
01M01		44	
01M02	1	53	Croissance mensuelle >10%
01M03	1	68	Croissance mensuelle >10%
01M04		71	
01M05	1	85	Croissance mensuelle >10%
01M06		63	
01M07		47	
01M08	1	64	Croissance mensuelle >10%
01M09		47	
01M10		46	
01M11	1	70	Croissance mensuelle >10%
01M12		59	
02M01	1	73	Croissance mensuelle >10%
02M02		76	
02M03	1	96	Croissance mensuelle >10%
02M04		74	
02M05	1	94	Croissance mensuelle >10%
02M06	1	110	Croissance mensuelle >10%
02M07		99	
02M08	1	124	Croissance mensuelle >10%
02M09		82	
02M10	1	171	Croissance mensuelle >10%
02M11	1	191	Croissance mensuelle >10%
02M12		203	
03M01		162	
03M02		160	
03M03		123	
03M04	1	180	Croissance mensuelle >10%
03M05		139	
03M06	1	173	Croissance mensuelle >10%
03M07		155	
03M08	1	188	Croissance mensuelle >10%
03M09		175	
03M10		161	
03M11	1	194	Croissance mensuelle >10%
03M12		179	
04M01		176	
04M02	1	194	Croissance mensuelle >10%
04M03	1	226	Croissance mensuelle >10%
04M04		194	
04M05		189	
04M06		175	
04M07		126	
04M08	1	197	Croissance mensuelle >10%
04M09		144	
04M10		134	
04M11	1	166	Croissance mensuelle >10%
04M12		136	
05M01	1	256	Croissance mensuelle >10%
05M02		227	
05M03		228	
05M04		216	
05M05	1	263	Croissance mensuelle >10%
05M06		285	
05M07		199	
05M08	1	250	Croissance mensuelle >10%
05M09	1	365	Croissance mensuelle >10%
05M10		334	
05M11	1	439	Croissance mensuelle >10%
05M12		374	
06M01	1	540	Croissance mensuelle >10%
06M02		248	
06M03	1	319	Croissance mensuelle >10%
06M04		203	
06M05	1	231	Croissance mensuelle >10%
06M06		217	
06M07		189	
06M08		207	
06M09	1	294	Croissance mensuelle >10%

## APPENDICE C : CORRÉLATIONS ENTRE DIFFÉRENTES SÉRIES MACROÉCONOMIQUES ET LES COMPOSANTES PRINCIPALES

		F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9	F10	F11	F12	F13	F14	F15	F16	F17	F18	F19	F20	F21
F1	LEADUS	1,00	-0,05	0,08	0,09	0,13	-0,07	0,01	-0,03	0,14	-0,10	0,03	0,01	0,10	-0,11	-0,03	0,21	0,02	0,13	-0,01	-0,14	0,03
F2	PINA	-0,05	1,00	0,02	-0,04	-0,02	0,83	0,12	0,05	-0,16	0,11	0,25	-0,07	-0,01	0,15	0,07	-0,17	0,16	0,19	0,30	0,03	0,19
F3	DETAIL	0,08	0,02	1,00	-0,09	-0,02	0,12	0,01	-0,07	0,15	-0,05	0,19	-0,18	0,01	0,20	0,14	0,28	-0,13	0,17	-0,03	0,05	0,35
F4	DEVISE	0,09	-0,04	-0,09	1,00	-0,17	-0,01	0,11	0,12	0,17	0,40	0,14	0,14	-0,12	0,16	0,10	0,21	0,05	-0,01	0,13	0,21	0,02
F5	INF	0,13	-0,02	-0,02	-0,17	1,00	-0,01	-0,06	-0,01	-0,03	-0,04	0,01	-0,02	0,94	-0,12	0,21	-0,12	-0,11	0,14	0,08	-0,05	-0,22
F6	PI	-0,07	0,83	0,12	-0,01	-0,01	1,00	0,12	0,14	-0,08	0,15	0,24	-0,08	0,01	0,07	0,06	-0,09	0,17	0,12	0,39	-0,05	0,21
F7	ISM	0,01	0,12	0,01	0,11	-0,06	0,12	1,00	-0,07	0,11	0,24	0,29	0,00	-0,07	0,33	0,19	0,04	0,12	-0,02	-0,09	0,27	0,05
F8	Riscophobie	-0,03	0,05	-0,07	0,12	-0,01	0,14	-0,07	1,00	-0,07	0,14	0,21	-0,06	-0,01	0,09	0,18	-0,11	-0,05	0,03	0,20	-0,03	-0,19
F9	S&P 500	0,14	-0,16	0,15	0,17	-0,03	-0,08	0,11	-0,07	1,00	-0,12	0,42	0,04	-0,03	-0,22	0,32	0,73	0,35	-0,08	-0,09	-0,11	-0,20
F10	YC	-0,10	0,11	-0,05	0,40	-0,04	0,15	0,24	0,14	-0,12	1,00	0,10	0,11	-0,09	0,12	-0,01	-0,13	-0,05	0,04	0,07	0,24	0,12
F11	TSX	0,03	0,25	0,19	0,14	0,01	0,24	0,29	0,21	0,42	0,10	1,00	-0,10	-0,04	0,17	0,51	0,23	0,12	-0,08	0,08	0,08	-0,06
F12	Salaires	0,01	-0,07	-0,18	0,14	-0,02	-0,08	0,00	-0,06	0,04	0,11	-0,10	1,00	-0,02	-0,16	-0,09	-0,02	0,11	0,21	0,00	0,14	-0,06
F13	INA	0,10	-0,01	0,01	-0,12	0,94	0,01	-0,07	-0,01	-0,03	-0,09	-0,04	-0,02	1,00	-0,08	0,20	-0,09	-0,09	0,21	0,11	-0,09	-0,18
F14	Pétrole US	-0,11	0,15	0,20	0,16	-0,12	0,07	0,33	0,09	-0,22	0,12	0,17	-0,16	-0,08	1,00	0,32	-0,22	-0,13	0,02	0,12	0,02	0,21
F15	CP1	-0,03	<b>0,07</b>	0,14	0,10	0,21	0,06	<b>0,19</b>	<b>0,18</b>	<b>0,32</b>	-0,01	<b>0,51</b>	-0,09	<b>0,20</b>	<b>0,32</b>	1,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
F16	CP2	0,21	<b>-0,17</b>	0,28	0,21	-0,12	-0,09	<b>0,04</b>	<b>-0,11</b>	<b>0,73</b>	-0,13	<b>0,23</b>	-0,02	<b>-0,09</b>	<b>-0,22</b>	0,00	1,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
F17	CP3	0,02	<b>0,16</b>	-0,13	0,05	-0,11	0,17	<b>0,12</b>	<b>-0,05</b>	<b>0,35</b>	-0,05	<b>0,12</b>	0,11	<b>-0,09</b>	<b>-0,13</b>	0,00	0,00	1,00	0,00	0,00	0,00	0,00
F18	CP4	0,13	<b>0,19</b>	0,17	-0,01	0,14	0,12	<b>-0,02</b>	<b>0,03</b>	<b>-0,08</b>	0,04	<b>-0,08</b>	0,21	<b>0,21</b>	<b>0,02</b>	0,00	0,00	0,00	1,00	0,00	0,00	0,00
F19	CP5	-0,01	<b>0,30</b>	-0,03	0,13	0,08	0,39	<b>-0,09</b>	<b>0,20</b>	<b>-0,09</b>	0,07	<b>0,08</b>	0,00	<b>0,11</b>	<b>0,12</b>	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00	0,00	0,00
F20	CP6	-0,14	<b>0,03</b>	0,05	0,21	-0,05	-0,05	<b>0,27</b>	<b>-0,03</b>	<b>-0,11</b>	0,24	<b>0,08</b>	0,14	<b>-0,09</b>	<b>0,02</b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00	0,00
F21	CP7	0,03	<b>0,19</b>	0,35	0,02	-0,22	0,21	<b>0,05</b>	<b>-0,19</b>	<b>-0,20</b>	0,12	<b>-0,06</b>	-0,06	<b>-0,18</b>	<b>0,21</b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00

NOTE Les facteurs retenus pour le modèle de la méthode à facteurs macroéconomiques MFM sont F2, F7, F8, F9, F11, F13, F14 ;

La corrélation entre les facteurs macroéconomiques et les composantes principales sont identifiées en gris ;

La corrélation entre les composantes principales est nulle .

**LÉGENDE.** **LEADUS** : Taux de variation de indicateur avancé américain . **PINA** : Production industrielle non anticipée (voir APPENDICE C) . **DETAIL** : croissance mensuelle des ventes aux détails canadiennes . **DEVISE** : variation en pourcentage de la valeur de la devise : **INF** : Variation du taux d'inflation mensuelle ; **PI** : Variation de la production industrielle mensuelle . **ISM** : Variation mensuelle de l'indice ISM en pourcentage . **Riscophobie** : différence entre les rendements des obligations Baa et Aaa ; **S&P 500** : rendement de l'indice boursier S&P 500 . **YC** : Écart de rendement entre les obligations gouvernementales 10 ans et 3 mois ; **TSX** : Rendement de l'indice de la Bourse de Toronto ; **Salaires** : Taux de croissance des salaires mensuels canadiens . **INA** : Inflation non anticipée (voir APPENDICE C) ; **Pétrole US** : Variation en pourcentage du prix du baril de pétrole en dollars réel américain . **CP1, CP2, CP3, CP4, CP5, CP6, CP7** : sont respectivement les sept facteurs qui ont été extraits via la méthode des composantes principales.

APPENDICE D : INFORMATION RELATIVE AUX SÉRIES MACROÉCONOMIQUES ET FINANCIÈRES RETENUES POUR  
LE MFM (MODÈLE À FACTEURS MACROÉCONOMIQUES)

Variables économiques et financières	Série finale	Séries originales	Sources	Code
Variation mensuelle de l'inflation non anticipée au Canada	Résidus du ARIMA(P,D,Q) de la série	Indice des prix à la consommation	Stat. Can.	V735319
Var. men. de la confiance du secteur industriel américain	1ere différence de la série	Indice ISM	<i>Yahoo!</i>	-
Rendement TSX	1ere différence de la série	Indice du TSX	<i>Yahoo!</i>	-
Rendement S&P 500	1ere différence de la série	S&P 500	<i>Yahoo!</i>	
Vari. Mens. Non anticipée Prod. Industrielle canadienne	Résidus du ARIMA(P,D,Q) de la série	Production industrielle can.	<i>Stat. Can.</i>	v2044343
Évolution du prix du baril de pétrole en \$ US réel	1ere différence de la série	Prix du Baril West Texas Intermediate	Fed. Bank of St.Louis	-
Riscophobie	(Taux Baa - Aaa)	Séries Baa Aaa	Fed. Reserve USA	releases/H15/current
Portfeuille de marché du CAPM à zéro-covariance	$(0.76 \cdot \text{TSX} + 0.24 \cdot \text{SP})$	Indices du TSX et du SP500	<i>Yahoo!</i>	--

## APPENDICE E : ESTIMATIONS AVEC LA MÉTHODE FAMA ET MACBETH

### ESTIMATIONS DU CAPM – MÉTHODE DE FAMA ET MACBETH

Prime de risque et constante		Effets individuels (Variables dichotomiques)	
Constante	0,01342 (0,36415)	Fiducies	0,00096 (0,03111)
CAPM	-0,00225 (-0,04792)	Petites cap.	0,00108 (0,04799)
		Grandes cap.	-0,00238 (-0,09136)
		Secteur énergie	0,0036 (0,06669)
		CVI élevé	0,00619 (0,28809)
		Rend. Moyen négatif	-0,02705 (-0,5815)
R <sup>2</sup> ajusté	--	Asymétrie positive	0,01197 (0,40331)
Durbin-Watson	--		

\* Les statistiques T sont celles calculées via la méthode de Fama et Macbeth

### ESTIMATIONS DU MFM – MÉTHODE DE FAMA ET MACBETH

Primes de risques et constante		Effets individuels (variables dichotomiques)	
Constante	0,00918 (0,294)	Fiducies	0,00249 (0,0884)
INA	0,00021 (0,0336)	Petites cap.	-0,00163 (-0,0809)
PINA	0,00117 (0,1162)	Grandes cap.	-0,00124 (-0,0532)
S&P 500	-0,00204 (-0,0449)	Secteur énergie	0,00470 (-0,761261)
TSX	0,05550 (0,1377)	CVI élevé	0,00961 (0,6564)
Pétrole	0,01341 (0,1292)	Rend. Moyen négatif	-0,02418 (-0,7854)
Riscophobie	0,00015 (0,1017)	Asymétrie positive	0,00942 (0,5897)
Indice ISM	0,00080 (0,0012)		
R <sup>2</sup> ajusté	NA	Durbin-Watson	NA

\* Les statistiques T sont celles calculées via la méthode de Fama et Macbeth



## ESTIMATIONS DU MCP – MÉTHODE DE FAMA ET MACBETH

Primes de risques et constante		Effets individuels (variables dichotomiques)	
Constante	0,00649 (0,22525)	Fiducies	0,00472 (0,17209)
CP1	0,01316 (0,1585)	Petites cap.	-0,00135 (-0,07275)
CP2	-0,01124 (-0,07301)	Grandes cap.	0,00019 (0,00953)
CP3	-0,00245 (-0,01394)	Secteur énergie	0,00424 (0,08754)
CP4	-0,00919 (-0,00791)	CVI élevé	0,00994 (0,71719)
CP5	0,03068 (0,13102)	Rend. moyen négatif	-0,02334 (-0,82654)
CP6	-0,10327 (-0,03062)	Asymétrie positive	0,00750 (0,50112)
CP7	0,00809 (0,04345)		
R <sup>2</sup> ajusté	NA	Durbin-Watson	NA

\* Les statistiques T sont celles calculées via la méthode de Fama et Macbeth

# APPENDICE F : ESTIMATIONS TRANSVERSALES DU RENDEMENT MOYEN (SEULEMENT FIDUCIES DE REVENU ET EFFETS TAILLES)

## ESTIMATIONS DU CAPM – (SEULEMENT FIDUCIES DE REVENU ET EFFETS TAILLES)

Prime de risque et constante		Effets individuels (Variables dichotomiques)	
Constante	0.020527 (8.816348)***	Fiducies	-0.000215 (-0.073299)
CAPM	-0.011498 (-6.611238)***	Petites cap.	0.004553 (1.659177)*
		Grandes cap.	-0.003088 (-1.158166)
R <sup>2</sup> ajusté		0.176817	
Durbin-Watson		1.765266	

## ESTIMATIONS DU MFM – (SEULEMENT FIDUCIES DE REVENU ET EFFETS TAILLES)

Primes de risques et constante		Effets individuels (variables dichotomiques)	
Constante	0.012249 (6.106821)	Fiducies	0.006182 (2.183286)
INA	0.000444 (1.405988)	Petites cap.	-0.000796 (-0.321036)
PINA	0.001542 (2.871072)	Grandes cap.	0.000148 (0.067362)
S&P 500	-0.008058 (-4.823442)		
TSX	0.003665 (1.804893)		
Pétrole	0.021593 (4.217176)		
Riscophobie	9.58E-05 (0.733078)		
Indice ISM	7.72E-05 (0.036533)		
R <sup>2</sup> ajusté	0.317393	Durbin-Watson	1.843307

## ESTIMATIONS DU MCP – (SEULEMENT FIDUCIES DE REVENU ET EFFETS TAILLES)

Primes de risques et constante		Effets individuels (Variables dichotomiques)	
Constante	0.007270 (3.490522)***	Fiducies	0.009247 (3.179096)***
CP 1	0.013995 (5.246250)***	Petites cap.	-0.000673 (-0.286770)
CP 2	-0.026353 (-5.665007)***	Grandes cap.	0.002881 (1.259289)
CP 3	-0.012811 (-1.858302)*		
CP 4	0.023539 (0.310434)		
CP 5	0.035670 (3.223645)***		
CP 6	0.141224 (0.795783)		
CP 7	0.017344 (1.830361)*		
R <sup>2</sup> ajusté	0.382270	Durbin-Watson	1.780116

## APPENDICE G : SOCIÉTÉS PAR ACTIONS ( 1 DE 5 )

Symbole	Titre	Taille
AAH	Abitibi-Consolidated inc.	M
A	Alcan inc.	L
AEM	Alliance Atlantis Communications Inc.	M
AU	Banque de Montréal	L
AGU	BCE inc.	L
ANS	Barrick Gold Corp.	L
AL	Biovail Corp.	M
AGA	Bombardier inc.	M
AAC	CAE inc.	M
BNS	Canada Bread Co. Ltd.	M
BMO	Canadian Hydro Developers inc.	S
ABX	Canadian National Railway Co.	L
BCE	Canadian Natural Resources Ltd.	L
BVF	Canadian Tire Corp. Ltd.	M
BBD	Canadian Utilities Ltd.	M
BPP	Canadian Western Bank	S
CAE	Canadian Superior Energy Inc.	S
CBY	Cascades Inc.	S
KDH	CE Franklin Ltd.	S
CNR	Celestica Inc.	M
CNQ	Cogeco Cable Inc.	S
CAN	Compton Petroleum Corp.	M
CTC	Cognos Inc.	M
CU	Connacher Oil and Gas Ltd.	S
CWB	Corby Distilleries Ltd.	S
CAS	Corridor Resources Inc.	S
CFT	Corriente Resources Inc.	S
CLS	Cott Corp.	S
CCI	Crew Gold Corp.	S
CCA	CryptoLogic Inc.	S
CSN	Crystallex International Corp.	M
CMT	CV Technologies Inc.	S
CLL	Dalsa Corp.	S
CDL	Agricore United	S
CDH	BPO Properties Ltd.	S
CTQ	Algoma Steel Inc.	S
BCB	Bank of Nova Scotia	L
CRU	Agnico-Eagle Mines Ltd.	M
CRY	Agrium Inc.	M
KRY	Ainsworth Lumber Co. Ltd.	S
CVQ	Aastra Technologies Ltd.	S
DSA	Certicom Corp.	S
DEE	Delphi Energy Corp.	S
DML	Denison Mines Inc.	S
DII	Dorel Industries Inc.	S

## APPENDICE G : SOCIÉTÉS PAR ACTIONS ( 2 DE 5 )

Symbole	Titre	Taille
DPM	Dundee Precious Metals Inc.	S
DY	Dynatec Corp.	S
ECU	ECU Silver Mining Inc.	S
ELF	E-L Financial Corp. Ltd.	M
ELD	Eldorado Gold Corp.	M
EMA	Emera Inc.	M
EME	Emergis Inc.	S
ENB	Enbridge Inc.	L
ECA	Energy Metals Corp.	S
EMC	Enghouse Systems Ltd.	S
ESL	Ensign Energy Services Inc.	M
ESI	European Goldfields Ltd.	S
EGU	EXFO Electro-optical Engineering Inc.	S
EXF	Fairfax Financial Holdings Ltd.	M
FFH	Finning International Inc.	M
FTT	First Calgary Petroleum Ltd.	M
FCP	First Quantum Minerals Ltd.	M
FM	FirstService Corp.	S
FSV	FNX Mining Co.	S
FNX	Fortis Inc.	M
FTS	Forzani Group Ltd.	S
FGL	Gabriel Resources Ltd.	S
GBU	Garda World Security Corp.	S
GW	Genum Corp.	S
GND	Georges Weston Ltd.	L
WN	Gildan Activewear inc.	M
GIL	Great Canadian Gaming Corp.	S
GC	Greystar Resources Ltd.	S
GSL	High River Gold Mines Ltd.	S
HRG	Husky Energy Inc.	L
HSE	Husky Injection Molding Systems Ltd.	S
HKY	Iamgold Corp.	M
IMG	IGM Financial Inc.	L
IGM	Imax Corp.	S
IMX	Imperial Oil Ltd.	L
IMO	Indigo Books & Music Inc.	S
IDG	Industrial Alliance Insurance	M
IAG	Intertape Polymer Group Inc.	S
ITP	IPSCO Inc.	M
IPS	Ivanhoe Energy Inc.	S
IE	Ivornia Inc.	S
IVW	Kingsway Financial Services Inc.	M
PJC	Kincross Gold Corp.	M
K	Labopharm Inc.	S
KFS	Laurentian Bank of Canada	S

## APPENDICE G : SOCIÉTÉS PAR ACTIONS ( 3 DE 5 )

Symbole	Titre	Taille
LAS	Linamar Corp.	S
DDS	Loblaw Cos. Ltd.	L
LB	Lundin Mining Corp.	M
LNR	Macdonald, Dettwiler & Associates Ltd.	M
L	Magellan Aerospace Corp.	S
LUN	Major Drilling Group International Inc.	S
MDA	Manitoba Telecom Services Inc.	M
MAL	Manulife Financial Corp.	L
MG	Maple Leaf Foods Inc.	M
MDI	Marsulex Inc.	S
MTB	Martinrea International Inc.	S
MFC	Maxim Power Corp.	S
MFI	MDS Inc.	M
MLX	Melcor Developments Ltd.	S
MRE	Meridian Gold Inc.	M
MXG	Methanex Corp.	M
MDS	Minefinders Corp. Ltd.	S
MRD	Miramar Mining Corp.	S
MNG	Morguard Corp.	S
MX	Mosaid Technologies Inc.	S
MRU	National Bank of Canada	L
MLF	Neurochem Inc.	S
MAE	Nevsun Ressource Ltd.	S
MRC	New Gold Inc.	S
MSD	Newmont Mining Corp. of Canada Ltd.	S
NA	Nexen Inc.	L
NRM	Norbord Inc.	M
NSU	North American Palladium Ltd.	S
NGD	Jean Coutu Group Inc.	M
NMC	La Senza Corp.	S
NXY	Magna International Inc.	L
NBD	Metro Inc.	M
PDL	EnCana Corp.	L
NDM	Northern Dynasty Minerals	S
NNO	Northern Orion Resources Inc.	S
NGX	Northgate Minerals Corp.	S
NCX	Nova Chemicals Corp.	M
NG_	NovaGold Resources Inc.	M
OIL	Oilexco Inc.	S
OCX	Onex Corp.	M
OPY	Oppenheimer Holdings Inc.	S
OZN	Orezone Resources Inc.	S
PAA	Pan American Silver Corp.	M
POU	Paramount Resources Ltd.	M
PSI	Pason Systems Inc.	S

## APPENDICE G : SOCIÉTÉS PAR ACTIONS ( 4 DE 5 )

Symbole	Titre	Taille
PTI	Patheon Inc.	S
PBC	Pebercan Inc.	S
PGB	Petrobank Energy and Resources Ltd.	S
PCA	Petro-Canada	L
PNP	Pinetree Capital Ltd.	S
POM	PolyMet Mining Corp.	S
POT	Potash Corp. of Saskatchewan inc.	L
POW	Power Corp. of Canada	L
PFW	Power Financial Corp.	L
IQW	Quebecor World Inc.	M
QRL	Queenstake Resources Ltd.	S
QC	Quest Capital Corp.	S
RER	Real Resources Inc.	S
RET	Rider Resource Ltd.	S
RIM	Reitmans (Canada) Inc.	M
RCH	Research In Motion Ltd.	L
RR	Richelieu Hardware Ltd.	S
RNG	Rio Narcea Gold Mines Ltd.	S
RCI	Rogers Communication Inc.	L
ROC	Rothmans Inc.	M
RY	Royal Bank of Canada	L
RUS	Russel Metals Inc.	M
SMT	Samuel Manu-Tech Inc.	S
SAP	Saputo Inc.	M
SCC	Sears Canada Inc.	M
SMF	Semafo Inc.	S
S	Sherritt International Corp.	M
SGF	Shore Gold Inc.	S
SW	Sierra Wireless Inc.	S
SSO	Silver Standard Resources Inc.	M
SMV	Silvercorp Metals Inc.	S
SBY	Sobeys Inc.	M
SWG	SR Telecom Inc.	S
SPX	Southwestern Resources Corp.	S
STN	Stantec Inc.	S
SGB	Stratos Global Corp.	S
SLF	Sun Life Financial Inc.	L
SU	Suncor Energy Inc.	L
SXR	SXR Uranium One Inc.	S
TAH	Tahera Diamond Corp.	S
TLM	Talisman Energy Inc.	L
TKO	Taseko Mines Ltd.	S
TKN	Teknion Corp.	S
T	Telus Corp.	L
TNK	Tenke Mining Corp.	S

## APPENDICE G : SOCIÉTÉS PAR ACTIONS ( 5 DE 5 )

Symbole	Titre	Taille
TEO	Tesco Corp.	S
TOC	Thomson Corp.	L
TLC	TLC Vision Corp.	S
TIH	Toromont Industries Ltd.	M
TD	Toronto-Dominion Bank	L
TA	TransAlta Corp.	M
TGL	TransGlobe Energy Corp.	S
TCW	Trican Well Service Ltd.	M
TUN	Tundra Semiconductor Corp.	S
UNS	Uni-Select Inc.	S
UTS	UTS Energy Corp.	M
VLN	Velan Inc.	S
VTN	Vitran Corp. Inc.	S
WFT	West Fraser Timber Co. Ltd.	M
WED	Westaim Corp.	S
WJA	WestJet Airlines Ltd.	M
WPK	Winpak Ltd.	S
YRI	Yamana Gold Inc.	M



## APPENDICE H : FIDUCIE DE REVENU

Symbole	Titre	Taille
ABF	Associated Brands Income Fund	S
AIM	Art in Motion Income Fund	S
BR	Big Rock Brewery Income Trust	S
BNP	Bonavista Energy Trust	M
BYD	Boyd Group Income Fund	S
REF	Canadian Real Estate Investment Trust	M
CET	Cathedral Energy Services Income Trust	S
CCR	CCS Income Trust	M
FMO	Foremost Income Fund	S
GZM	Gaz Metro Limited Partnership	M
HR	H&R Real Estate Investment Trust	M
OAX	Oceanex Income Fund	S
PES	Peak Energy Services Trust	S
PEY	Peyto Energy Trust	M
PVE	Provident Energy Trust	M
REI	Riocan Real Estate Investment Trust	M
Z	Sleep Country Canada Income Fund	S
TWF	TimberWest Forest Corp.	S
AVN	Advantage Energy Income Fund	S
ALA	AltaGas Income Trust	S
AVF	Avenir Diversified Income Trust	S
CAR	Can. Apart. Prop. Real Estate Inv. Trust	S
HOT	Can. Hotel Inc. Prop. Real Est. Inv. Trust	S
CUF	Cominar Real Estate Investment Trust	S
LGY	Legacy Hotels Real Estate Inv. Trust	S
MRT	Morguard Real Estate Investment Trust	S
MTL	Mullen Group Income Fund	S
NAE	NAL Oil & Gas Trust	S
NAL	Newalta Income Fund	S
PKI	Parkland Income Fund	S
TPW	TransAlta Power L.P.	S
WLL	Wellco Energy Services Trust	S
COS	Canadian Oil Sands Trust	L
NWF	North West Company Fund	S
ZAR	Zargon Energy Trust	S
VET	Vermilion Energy Trust	M
AG	Arctic Glacier Income Fund	S
ACF	IAT Air Cargo Facilities Income Fund	S
PRT	PRT Forest Regeneration Income Fund	S
RSI	Rogers Sugar Income Fund	S
TAY	Taylor NGL Limited Partnership	S

## BIBLIOGRAPHIE

Abadie, A., et Gardezabal, J., 2003. « The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country », *American Economic Review*, Vol. 93, No. 1, pp.113-132.

Association des comptables généraux accrédités du Canada, 2006, *Les fiducies de revenu démystifiées*, 103 p.

Banz, R., 1981. « The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks », *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, No. 1, pp. 3-18.

Basu, S., 1977. « Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios : A Test of the Efficient Market Hypothesis », *Journal of Finance*, Vol. 32, No.3, pp. 663-682.

Beauchamp, D. 2006, « Dur lendemain de veille », *Les Affaires*, 11 novembre, p.5.

Bauman, W., Conover, C., et Miller, R., 1998. « Growth versus value and large-cap versus small-cap stocks in international markets », *Financial Analysts Journal*, Vol. 54, No. 2, pp. 75-89.

Beck, P. et Romano, S., 2004. *Canadian Income Funds*, Mississauga : John Wiley & Sons Canada Ltd, 250 p.

Black, F., 1972. « Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing », *Journal of Business*, Vol. 45, No. 3, pp. 444-454.

Calvet, A et Lefoll, J. 1988. « Risk and Return on Canadian Capital Markets », *Canadian Journal of Administrative Sciences*, Vol. 5, No. 1. p.1-12

Cambell, J., Lo, J., et MacKinlay, C., 1997. *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton : Princeton University Press, 611 p.

CFA Program – Level 1, 2008. *Ethical and Professional Standards and Quantitative Methods*, Charlottesville : CFA Institute, 362 p.

Chen, N., Roll, R., et Ross, S., 1986. « Economic Forces and the Stock Market », *Journal of Business*, Vol 59, No. 3, pp. 383-403.

Connor, G., et Korajczyk, R., 1988. « Risk and Return in an Equilibrium APT: Application of a New Test Methodology », *Journal of Financial Economics*, Vol. 21, No. 2, pp. 255-290.

Désy, C. 2006, « Oui ou non à une fiducie de revenu ? », *C.A. Magazine*, vol.139, no.9, p.32

- Edgar, T., 2004. « The Trouble with Income Trusts », *Canadian Tax Journal*, vol. 52, no. 3, pp. 819-852.
- Fama E., et French, K., 1992. « The Cross Section of Expected Stock Returns », *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 2, p. 427-465.
- Fama E., et French, K., 1993. « Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. », *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, No. 1, p. 3-56.
- Fama, E., et French, K., 2004. « The Capital Asset Pricing Model : Theory and Evidence », *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18, No. 3, p. 25-46.
- Fama E., et MacBeth, J., 1973. « Risk, Return, and Equilibrium : Empirical Tests », *The Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3. p. 607-636.
- Ferson, W., et Harvey, C., 1999. « Conditioning Variables and the Cross Section of Stock Returns », *The Journal of Finance*, Vol. 54, No.4., p. 1325-1360.
- Ferson, W. et Korajczyk, R., 1995. « Do Arbitrage Pricing Models Explain the Predictability of Asset Returns ? », *Journal of Business*, Vol. 68, No.3, p.309-349.
- Heinzl, J. 2006, « Billions in value disappear at this boom turns to bust », *The Globe and Mail*, 2 novembre, p. B18.
- Huang, C., et Litzenberger, R., 1988. *Foundations for Financial Economics*, New York :North-Holland, 365 p.
- Jagannathan, R. et Wang, Z., 1996. « The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns », *The Journal of Finance*, Vol. 51, No.1., p. 3-53
- King, M., 2003. « Income Trusts—Understanding the Issues », *Banque du Canada*, Document de travail 2003-25, 30 p.
- KMPG Canada, (page consultée en janvier 2008). *Élections fédérales 2006 — Les partis fédéraux proposent des choix divers en matière de politique fiscale* [En ligne]. Adresse URL: <http://www.kpmg.ca/fr/services/tax/tnf/tnfc0601.html>
- KMPG Canada, (page consultée en janvier 2008). *Finance Proposes to Reduce Tax on Dividends* [En ligne]. Adresse URL: <http://www.kpmg.ca/en/services/tax/tnf/tnfc0530.html>
- Lintner, J., 1965. « Security Prices, Risk, and Maximal Gains From Diversification », *The Journal of Finance*, Vol. 20, No. 4., p. 587-615.
- Markowitz, H., 1952. « Portfolio Selection », *The Journal of Finance*, Vol. 7, No. 1., p. 77-99
- Merton, R, 1973. « An Intertemporal Capital Asset Pricing Model », *Econometrica*, Vol. 41, No. 5., p. 867-887.
- Ministère des Finances du Canada, Document de Consultation, 2005. *Questions fiscales et autres liées aux entités intermédiaires cotées en bourse (Fiducies de revenu et sociétés de personnes en commandite)*, 44 p.

Ministère des Finances du Canada, (page consultée en janvier 2008). *Communiqué 2005-082* [En ligne]. Adresse URL: [http://www.fin.gc.ca/news05/data/05-082\\_1f.html](http://www.fin.gc.ca/news05/data/05-082_1f.html)

Ministère des Finances du Canada, (page consultée en janvier 2008). *Plan budgétaire du Canada 2006* [En ligne]. Adresse URL: <http://www.fin.gc.ca/budget06/pdf/bp2006f.pdf>, 326 p.

Ministère des Finances du Canada, (page consultée en janvier 2008). *Plan budgétaire du Canada 2004* [En ligne]. Adresse URL: <http://www.fin.gc.ca/budget04/pdf/bp2004f.pdf>, 420 p.

Ministère des Finances du Canada, (page consultée en janvier 2008). *Ottawa, October 31, 2006-Statement by the Honourable Jim Flaherty, Minister of Finance* [En ligne]. Adresse URL: [http://www.fin.gc.ca/news06/06-061\\_1e.html](http://www.fin.gc.ca/news06/06-061_1e.html)

Ministère des Finances de l'Ontario, (page consultée en janvier 2008). *Document d'information : Amélioration proposée du crédit d'impôt pour dividendes* [En ligne]. Adresse URL: <http://www.fin.gov.on.ca/french/media/2006/bk08-dtc.html>

Mintz, J. (page consultée en janvier 2008). *Income Trust Conversions: Estimated Federal and Provincial Revenue Effects* [En ligne]. Adresse URL: [http://www.rotman.utoronto.ca/pdf/Income\\_Trust\\_Conversions\\_Revenue\\_Impact\\_2006.pdf](http://www.rotman.utoronto.ca/pdf/Income_Trust_Conversions_Revenue_Impact_2006.pdf)

Mintz, J. et Aggarwal, L., 2004, « Income Trusts and Shareholder Taxation : Getting It Right », *Revue fiscale canadienne*, Vol. 52, No. 3., p. 792-818.

Morin, R., 1980. « Market Line Theory and Canadian Equity Market », *Journal of Business Administration*, Vol. 12, No. 3. p.57-76

Otuteye, E., 1998. « How Economic Forces Explain Canadian Stock Returns », *Canadian Investment Review*, Vol. 4, No. 2, p. 93-99

Roll, R., 1977. « A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests' Part I : On Past and Potential Testability of the Theory », *The Journal of Financial Economics*, Vol. 4, No. 2, p. 129-176.

Roll, R. et Ross, S., 1980. « An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory », *The Journal of Finance*, Vol. 35, No. 5, p. 1074-1103.

Reinganum, M., 1981. « Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings Yields and Market Values », *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, No. 1, pp. 19-46.

Rosenberg, B., Kenneth, R. et Lanstein, R., 1985. « Persuasive Evidence of Market Inefficiency », *Journal of Portfolio Management*, Vol. 11, No. 2, pp. 9-17.

Ross, S., 1976. « The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing », *Journal of Economic Theory*. Vol. 13, No. 3, p. 341-360.

Rubinstein, M. 2006. *A History of the Theory of Investments*, Hoboken : Jon Wiley & Sons, Inc. 370 p.

Sharpe, W., 1964. « Capital Asset Prices : A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk », *The Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3. p.425-442

Vessereau, T., 2000. « Étude du Modèle d'Évaluation par Arbitrage sur le marché des actions suisses », *CIRANO, Série Scientifique*, 2000s-44, 33 p.